



HAL
open science

Evolutions démographiques de la société française et inégalités

Henri Martin

► **To cite this version:**

Henri Martin. Evolutions démographiques de la société française et inégalités. Economies et finances. Université de Lille, 2023. Français. NNT : 2023ULILA007 . tel-04413819

HAL Id: tel-04413819

<https://theses.hal.science/tel-04413819v1>

Submitted on 24 Jan 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ DE LILLE



ÉCOLE DOCTORALE SESAM



THÈSE

pour obtenir le grade de
Docteur en Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement le 12 09 2023 par

Henri MARTIN

ÉVOLUTIONS DÉMOGRAPHIQUES DE LA SOCIÉTÉ FRANÇAISE ET INÉGALITÉS

Doctorat de l'Université de Lille,
préparé au sein du laboratoire Économie et Management,
sous la direction de Xavier CHOJNICKI

Composition du jury :

Présidente du jury

Anne LAVIGNE Professeur des universités, Université d'Orléans

Rapporteurs

Carole BONNET Directrice de recherche, Ined

Hippolyte D'ALBIS Directeur de recherche, CNRS, Inspection générale des finances

Examineurs

Didier BLANCHET Président du CSR

Hélène PÉRIVIER Directrice de recherche à l'OFCE, Présidente du Conseil à la Famille au sein du HCFEA

Directeur

Xavier CHOJNICKI Professeur des universités, Université de Lille

Remerciements

Le cheminement doctoral fut pour moi à la fois long et rapide. Rapide, car cela fait moins de deux années que je suis officiellement inscrit à l'école doctorale SESAME de l'Université de Lille. Lent, car parmi les travaux rassemblés dans cette thèse, certains ont été initiés il y a plus de dix années. Ce cheminement reflète finalement assez bien la singularité de mon parcours.

Malgré plusieurs expériences réussies dans la sphère académique au cours de mes études (au Crest, à l'Ined, et à l'OFCE) je décidais finalement, à l'issue de mon cursus à l'Ensaë de passer le concours d'administrateur de l'Insee et d'embrasser une carrière de statisticien public. Mon premier poste, dans le service statistique public, à la Drees plus exactement, fut l'objet d'une grande découverte : celui du système de retraite français, de sa grande complexité, de ses non-linéarités, de ses réformes successives et de sa modélisation à l'aide d'outils de microsimulation. Cette expérience m'a permis d'enrichir mon parcours de plusieurs publications académiques, dont certaines figurent dans cette thèse. A l'inverse, ma seconde affectation au sein du département de la comptabilité nationale (DCN) de l'Insee, univers par excellence de la production statistique, quoique également très riche, se prêtait moins à l'exercice académique. C'est ce déficit qui m'a probablement poussé à entreprendre cette longue marche vers le doctorat. Je voudrais remercier sincèrement tout ceux qui ont contribué à rendre ce long processus si passionnant d'un point de vue intellectuel et si agréable sur le plan humain.

Naturellement mes premiers remerciements vont à mon directeur de thèse, Xavier Chojnicki. Merci pour la confiance qu'il m'a accordé. Merci aussi pour le courage et l'audace d'avoir accepté de conduire vers le doctorat un parcours aussi atypique que le mien. Merci enfin pour sa disponibilité au cours de cette thèse et pour ces nombreuses relectures, toujours précieuses et minutieuses.

En second lieu, je tenais à remercier les deux rapporteurs de mon jury : Carole Bonnet et Hippolyte d'Albis. Merci à Carole, dont les nombreux travaux, qu'ils portent sur le système de retraite, les questions d'économie de la famille ou l'approche générationnelle ont comptés parmi mes premières lectures académiques de jeunesse. Merci beaucoup à Hippolyte d'Albis d'avoir accepté ce rôle de rapporteur en dépit de la charge de travail que cela implique et des responsabilités administratives qui sont désormais les siennes. Quoique plus tardivement, j'ai également passé beaucoup de temps à la lecture de certains de ses (nombreux) travaux.

Enfin, merci à Anne Lavigne, Hélène Périvier et Didier Blanchet d'avoir accepté de prendre part à mon jury de thèse. Merci à Anne pour les nombreux échanges que nous avons eu dans le cadre des groupes de travail du COR quand je travaillais au bureau Retraites

de la Drees. Merci à Hélène, pour les nombreuses collaborations passées, et je l'espère à venir, que nous avons mené ensemble sur les sujets de l'économie de la famille. Merci aussi de m'avoir accueilli en stage à l'OFCE il y a déjà près d'une décennie. Ce projet doctoral est sans doute né un petit peu ici. Merci à Didier, dans les pas de qui s'inscrit, naturellement, tout jeune chercheur qui s'intéresse au système de retraites et à sa modélisation. Plus récemment, depuis que je m'initie à la comptabilité nationale je découvre d'autres de ses écrits, plus conceptuels, mais toujours passionnants et précurseurs.

Je remercie toutes les équipes de recherche et de la statistique publique avec lesquelles j'ai eu la chance de travailler et d'élaborer ma réflexion. Merci à toute l'équipe du bureau Retraites de la Drees : Cindy Duc et Gwennaél Solard qui furent mes premiers encadrants, Franck Arnaud, Christel Colin, Fanny Chartier, Hady Senghor, Yoann Musiedlak, Luc Masson, Laurianne Salembier et Agnès Lièvre. Merci à toutes celles et tout ceux qui se sont succédés, toujours dans la bonne humeur, pour travailler sur le modèle de microsimulation TRAJECTOIRE : Pierre Cheloudko, Mathias Cousin, Paul-Eliott Rabesandratana, Gabin Langevin, Serge Herbillon Leprince, Clément Rousset et tous ceux qui leur succéderont. Un grand merci à Julie Tréguier, avec qui j'ai eu la chance de partager mon bureau plusieurs mois durant et qui m'a montré la voie en soutenant sa thèse l'an passé. Elle fut la première du bureau « Retraites », je crois, à valoriser les compétences ainsi acquises au sein d'un travail universitaire. Merci à Patrick Aubert de m'avoir fait partager sa passion pour le système de retraites. Merci à tous les voisins de bureau de la Drees pour leur bienveillance et les moments passés ensemble : Aurélien d'Isanto, Mathieu Calvo, Opale Echegu, Isabelle Prat, Nathan Rémila, Sarah Abdouni, Laura Castell, Antoine Loubet et Pierre-Yves Cabannes. Je remercie aussi tous mes collègues du DCN de l'Insee pour la bonne ambiance qui y règne, bonne ambiance indispensable pour mener ce travail de thèse : Harouna Traoré, Alban Guichard, Fabien Soulé, Nicolas Frémont, Dylan Collet, Sylvain Billot, Patrick Kwok, Bastien Virely, Rémi Monin, Antoine Pointeaux, Inès Karmous, Alice Cochard, Julia Cuviliez, Paul-Antoine Beretti, Simon Bougon et les autres.

Je souhaitais aussi apporter mes remerciements à tous les chercheurs et doctorants avec lesquels j'ai eu le privilège d'échanger, et bien souvent de trouver une inspiration : Simon Rabaté, Xavier Timbeau, Mickael Zemmour, Éléonore Richard, Mickael Sicsic, Mathias André, Aliocha Accardo, Guillaume Allègre et Bertrand Garbinti.

Je remercie tout ceux qui ont accepté de relire avec une grande attention certaines parties de ce manuscrit : Pierre Tanneau, Odile Roubhan et Éléonore Richard.

Pour finir, mes derniers remerciements vont à mes proches, famille et amis.

Merci pour leur soutien et les moments conviviaux passés ensemble à tous mes amis. Cela concerne au premier chef mes colocataires : Laurent, Florian, Rija et Valentin. Ensuite, un très grand merci à tous ceux que je retrouve régulièrement pour partager un verre ou une

partie de jeu de société : Guillaume, François, Franky, Simon, Lucie, Aurore, Renan, Etienne, Emilie, Lenaig, Camille, Joseba, Edmée, Blandine, Marine, Pierre, Léa, François-Xavier, Thibault, Simon-Pierre, Elie, Nicolas, Vincent, Antoine, Loïc, Maria, Charlotte, Alexis, Félix, Dimitri, Noro et bien d'autres que j'oublie.

Enfin, je remercie mes parents, mes frères et mes grands-parents. Je suis heureux de rejoindre les quelques docteurs que compte la famille : mon grand-père, Paul-Louis et mon frère, David qui avait pris une avance de quelques années. Sans eux rien n'aurait été possible.



Guide de lecture

Ce manuscrit de thèse se décompose en six chapitres, chacun d'entre eux traitant une question de recherche différente en lien avec la problématique de l'impact des évolutions structurelles de la démographie française sur les inégalités économiques. Ces chapitres ont, pour cinq d'entre eux fait l'objet de publications dans des revues universitaires françaises et pour l'un d'entre eux dans une collection de la statistique publique (les références figurent en note de bas de page au niveau des titres des chapitres). L'introduction générale fournit au lecteur des éléments de cadrage concernant les principales évolutions démographiques dont les effets sont étudiés dans les chapitres qui suivent. Elle présente également les questions et les objectifs de recherche abordés dans ces chapitres. Enfin la conclusion générale résume les principaux éclairages apportés par ces travaux à la littérature existante, tout en mettant en évidence leurs limites. Elle tente également d'identifier des pistes de recherche pour de futures explorations.

Un sommaire global de la thèse figure avant l'introduction. Chacun des chapitres comporte également un sommaire propre, mais aussi des annexes propres. Chaque chapitre est introduit par un résumé rapide qui aborde les questions de recherche traitées ainsi que les données et la méthodologie mobilisées.

Une liste de l'ensemble des tableaux et graphiques qui jalonnent la thèse est disponible à la fin du mémoire de thèse.

Une bibliographie générale, rassemblant l'ensemble des références citées figure également à la fin du manuscrit. Dans le corps du texte, le nom des auteurs et l'année de la publication sont mentionnés entre parenthèses. Si ces derniers sont plus de deux, seul le premier nom est cité, suivi de la mention « *et al.* ». Dans le cas où il est fait mention de plusieurs références caractérisées par les mêmes auteurs et la même année de publication, les lettres *a*, *b*, *c*, etc. sont juxtaposées après l'année de publication.

En espérant que cette présentation des travaux de recherche et ces indications rendent la lecture de ce manuscrit la plus agréable possible.



Sommaire

<i>Remerciements</i>	iii
<i>Guide de lecture</i>	vii
Introduction générale	1
I ÉVOLUTIONS DE LA DÉMOGRAPHIE ET MESURE DES NIVEAUX DE VIE	27
Introduction à la première partie	29
1 Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence?	39
2 Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales	63
II SYSTÈMES DE RETRAITE ET INÉGALITÉS	95
Introduction à la deuxième partie	97
3 Les dispositifs de solidarité dans le système de retraite français	107
4 Les réformes des retraites conduites en France depuis 2010 : quels effets sur les inégalités inter et intra-générationnelles?	153
III ÉVOLUTIONS DE LA DÉMOGRAPHIE DU MARCHÉ DU TRAVAIL ET INÉGALITÉS	215
Introduction à la troisième partie	217
5 Les évolutions de l'activité et de l'emploi en France au fil des générations	221
6 La sortie du marché du travail des personnes en couple et de leur conjoint	243
Conclusion générale	295
Bibliographie	301
<i>Liste des tableaux</i>	318
<i>Liste des graphiques</i>	322

Introduction générale

Au cours des cinquante dernières années, la population française a connu des évolutions majeures. Selon les données du recensement de la population de l'Insee, elle est passée de 50,5 millions d'habitants en 1970 à 67,4 millions en 2021 (Algava et Blanpain, 2021). Mais l'essentiel des évolutions ont été de nature qualitative : la population a beaucoup vieilli et la structure des ménages a évolué en raison de la baisse de la natalité (familles plus petites) mais aussi de l'augmentation des séparations conjugales. La population active a également été considérablement modifiée : elle a également vieilli et s'est féminisée. La France ne fait d'ailleurs pas exception : de nombreux pays développés ont connu des évolutions similaires dans des proportions plus ou moins importantes (Bonnet *et al.*, 2021). Dans le même temps, les inégalités qui fracturent la société française ont également connu d'importantes mutations en lien avec ces évolutions démographiques. Ainsi, alors que dans les années 1970 la pauvreté touchait essentiellement les retraités et les familles nombreuses, elle concerne aujourd'hui principalement les jeunes âgés de moins de 30 ans et les familles monoparentales (Mainaud et Raynaud, 2020).

Cette introduction est d'abord l'occasion de détailler les principales évolutions de la démographie française traitées au cours de cette thèse : le vieillissement de la population, la féminisation de la population active et l'évolution de la structure des ménages. Ensuite, elle dresse un état des lieux des conséquences de ces mutations sur l'évolution des niveaux de vie des ménages en identifiant des questions de recherche encore non traitées par la littérature existante. Enfin, elle présente brièvement chacun des chapitres de la thèse en mettant l'accent sur l'apport de ces différentes contributions.

1 Évolutions et tendances de la démographie française

1.1 Une population vieillissante

Le vieillissement est le premier fait marquant des évolutions de la population française sur les dernières décennies. Depuis la fin de la Seconde Guerre mondiale, l'espérance de vie a fortement progressé en France, passant, entre 1950 et 2022, de 63,4 ans à 79,3 ans pour les hommes et de 69,2 ans à 85,2 ans pour les femmes¹ soit un gain de près de 10 ans en 50 ans qui correspond donc approximativement à 2,5 mois chaque année. En même temps, la descendance finale par génération a diminué passant de 2,6 enfants pour les femmes nées en 1930 à 2,1 enfants pour celles nées dans les années 1950 (Robert-Bobée, 2015). Ces ten-

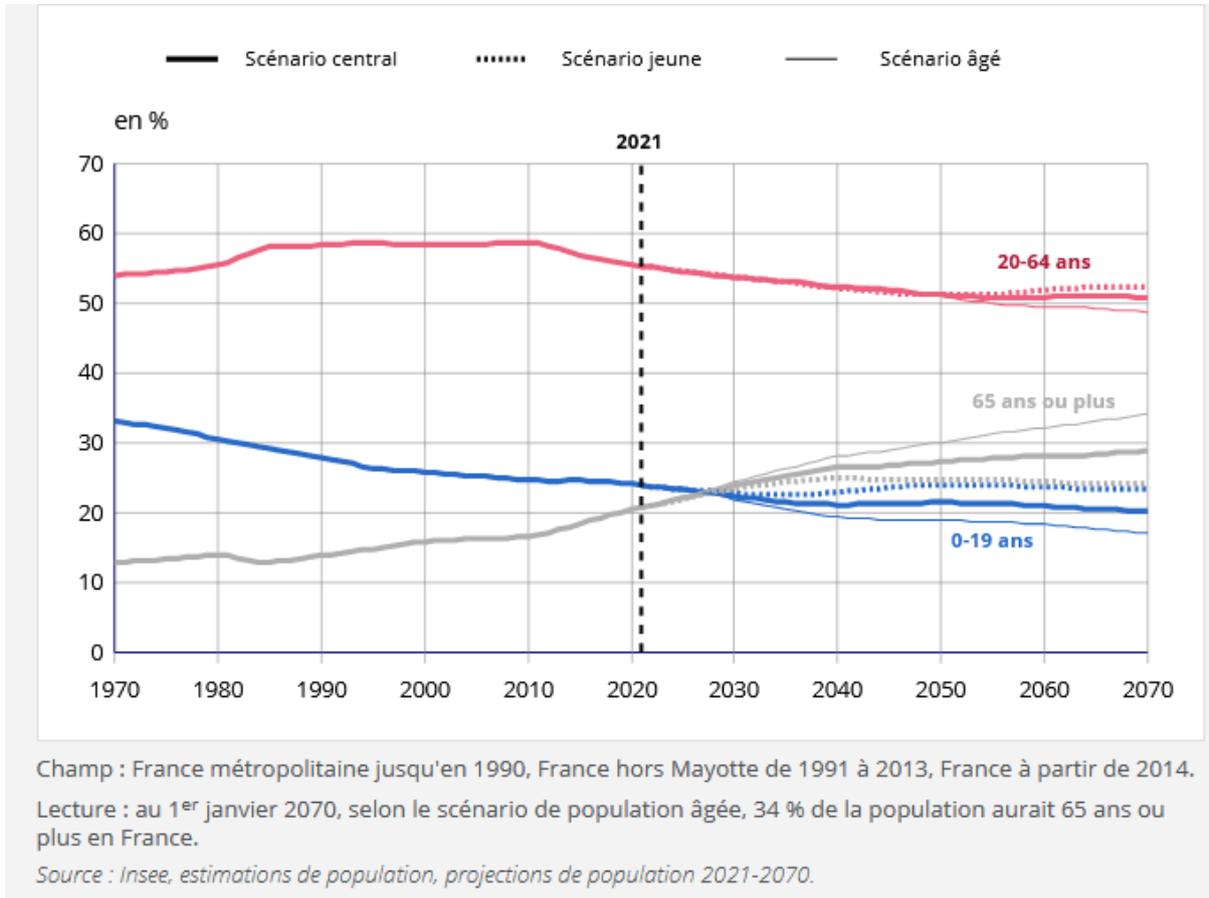
¹Chiffres issus des statistiques de l'état civil et des estimations de population de l'Insee sur le champ de la France métropolitaine.

dances conjuguées sont à l'origine d'un vieillissement rapide de la population (Calot et Sardon, 1999) : la part des plus de 65 ans est passée de 12,8 % en 1970 à 20,7 % en 2020 alors que celle des 20-64 ans a stagné sur la même période² (figure 1). Depuis les années 2000, ce processus de vieillissement est encore accéléré par l'arrivée à des âges élevés des générations nombreuses issues du *baby-boom*.

Les différents exercices de projection menés par l'Insee montrent qu'il s'agit d'une tendance structurelle de la démographie française amenée à se poursuivre. La part de la population âgée de 65 ans ou plus qui est déjà passée de 12,8 % en 1970 à 20,7 % en 2020 serait comprise entre 24,3 % et 34,2 % en 2070 (28,9 % dans le scénario central) (Algava et Blanpain, 2021). Cette croissance serait essentiellement tirée par la part des personnes âgées de plus de 75 ans (figure 2). Dans le même temps, la part des 20-64 ans baisserait jusqu'à atteindre une fourchette comprise entre 48,7 % et 52,3 % en 2070 (50,9 % dans le scénario central) (figure 1).

²Chiffres pour la France métropolitaine.

FIGURE 1 : Structure par âge de la population de 1970 à 2070 selon différents scénarios démographiques



NOTE : Le scénario âgé combine des hypothèses de fécondité de migration et de mortalité basses. Le scénario jeune combine des hypothèses de fécondité de migration et de mortalité élevées.

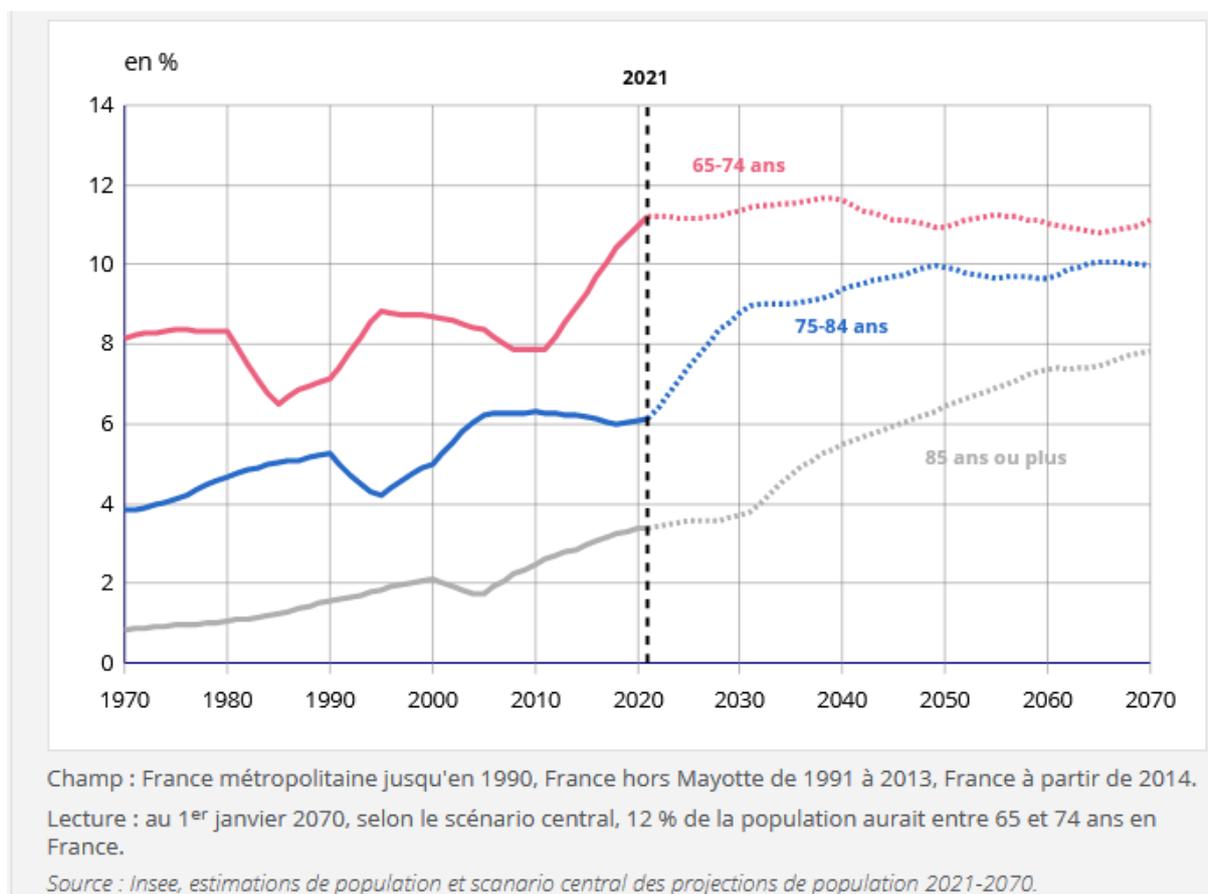
SOURCE : Algava et Blanpain (2021)

Ce processus de vieillissement de la population n'est pas propre à la France. Il est commun à l'ensemble des pays de l'Union européenne et de manière générale aux pays développés³ (Bonnet *et al.*, 2021). Néanmoins sa vitesse est variable selon le pays. Il est particulièrement rapide dans les pays développés d'Asie comme le Japon ou la Corée du Sud et dans les pays d'Europe du sud comme l'Italie, l'Espagne, la Grèce ou le Portugal. Dans ces pays la part des personnes âgées de 65 ou plus devrait atteindre 36 % à l'horizon 2050⁴. A l'inverse le vieillissement serait plus modéré dans les pays du nord de l'Europe comme la Grande-Bretagne, la Norvège, la Suède ou le Danemark ainsi que dans le mode Anglo-Saxon (Etats-Unis, Canada, Australie et Nouvelle-Zélande). Dans ces pays la part des personnes

³Dans l'étude citée les pays développés correspondent aux pays 30 premiers pays selon l'indicateur de développement humain.

⁴Les chiffres cités ici sont issus de l'exercice de projection démographique conduit par les Nations Unies en 2019 (ONU, 2019). Ils peuvent donc différer sur la France des chiffres issus de l'exercice de projections de l'Insee mené en 2021.

FIGURE 2 : Répartition des 65 ans ou plus de 1970 à 2070 selon le scénario démographique central de l'Insee



SOURCE : Algava et Blanpain (2021)

âgées de 65 ou plus devrait ne devrait pas dépasser les 25 % à l'horizon 2050. La France se situe dans une situation médiane similaire à celle des pays d'Europe centrale et orientale (Allemagne, Belgique, Autriche, Roumanie, Hongrie, etc.) avec une part des personnes âgées de 65 ou plus légèrement inférieure à 30 %.

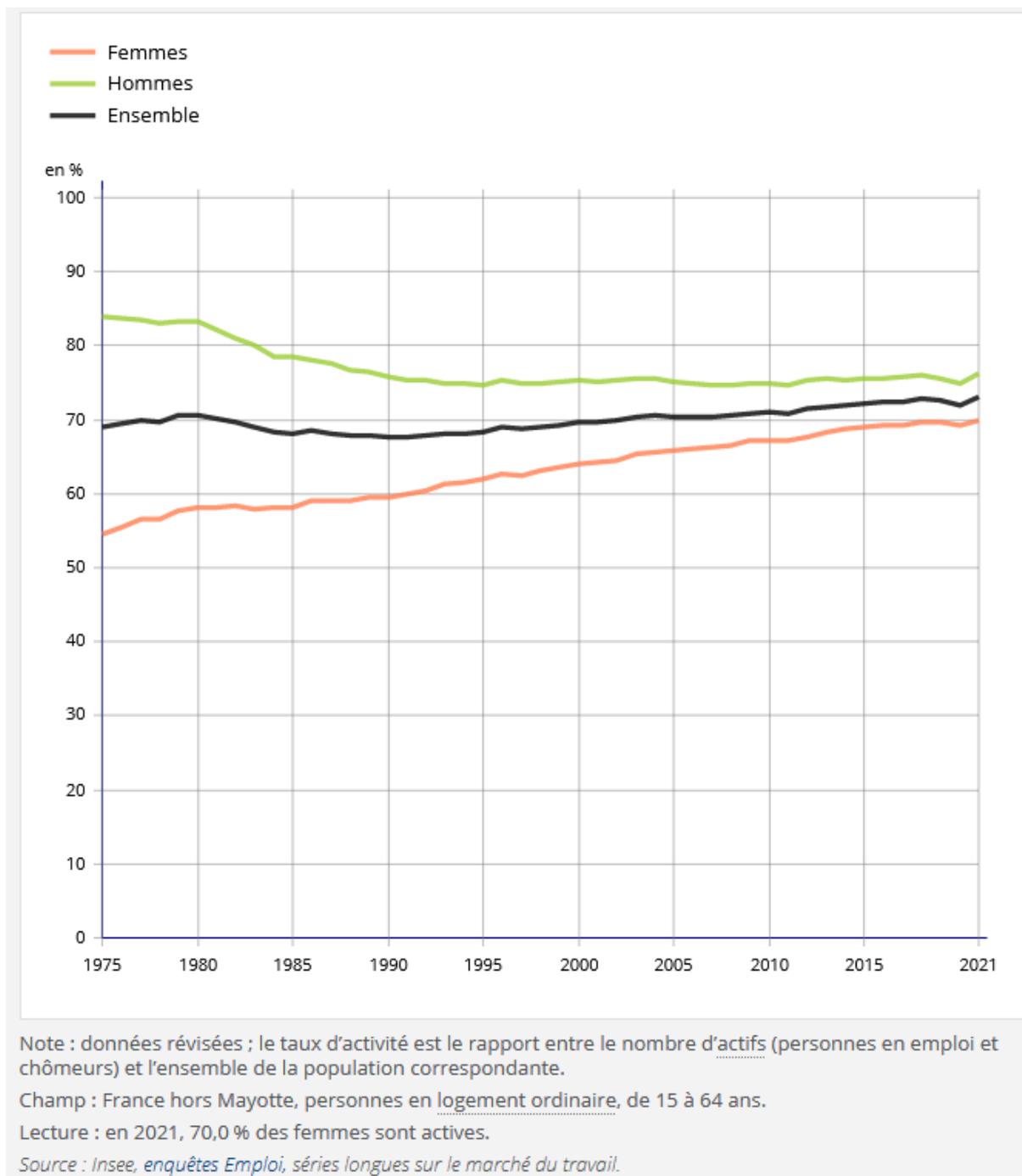
1.2 Féminisation et vieillissement de la population active

Parallèlement, la population active française – c'est à dire l'ensemble des personnes ayant un emploi ou étant au chômage au sens du Bureau international du travail (BIT) – a également connu des dynamiques importantes.

Tout d'abord, la population active s'est considérablement féminisée (Collet et Rioux, 2017). Le taux d'activité des femmes pour la tranche d'âges comprise entre 15 et 64 ans est ainsi passé de 54,5 % en 1975 à 70 % en 2021 alors que celui des hommes diminuait sur la même période (figure 3). Aux âges correspondant au coeur de la vie active (30, 40 et 50

ans), le taux d'activité des femmes n'a cessé de progresser au fil des générations à partir de la génération née en 1930 (Afsa Essafi et Buffeteau, 2006). Cette dynamique tend néanmoins à ralentir pour les dernières années d'observation disponibles.

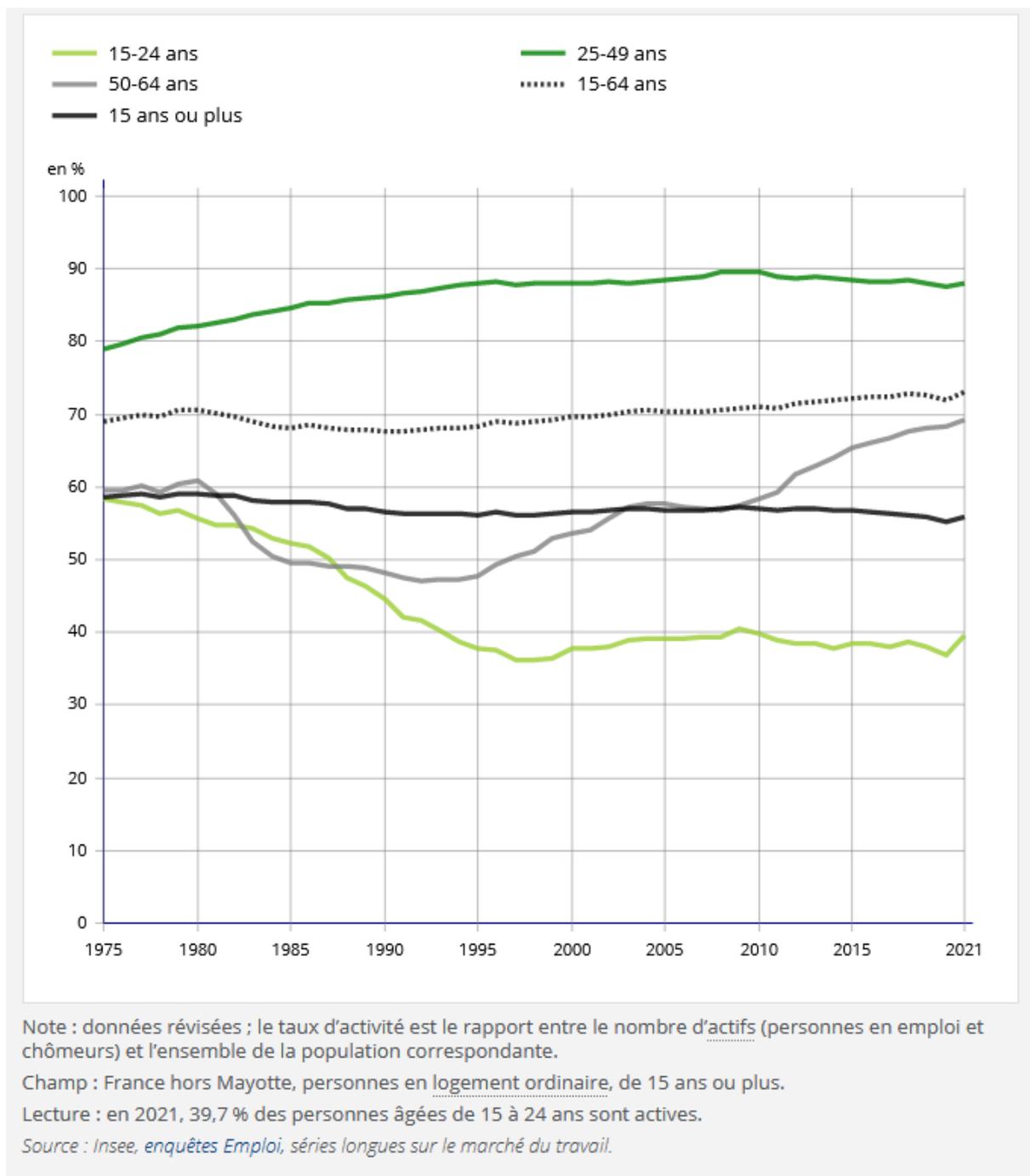
FIGURE 3 : Taux d'activité selon le sexe



SOURCE : Bechichi *et al.* (2021)

La population active a également vieilli sous l'impulsion à la fois des évolutions démographiques mentionnées au-dessus mais aussi des différentes réformes du système de retraite et du marché du travail qui ont eu pour objectif de repousser l'âge de départ à la retraite (extinction progressive des dispositifs de préretraites, allongement de la durée d'assurance requise pour le taux plein lors des réformes de 1993, 2003 et 2014 et décalage de l'âge légal d'ouverture des droits et de l'âge d'annulation de la décote lors de la réforme de 2010) (Aubert, 2012). Le taux d'activité des plus de 50 ans est ainsi passé de 47,8 % en 1995 à 69,3 % en 2021 alors que celui des autres classes d'âge restait globalement stable (figure 4).

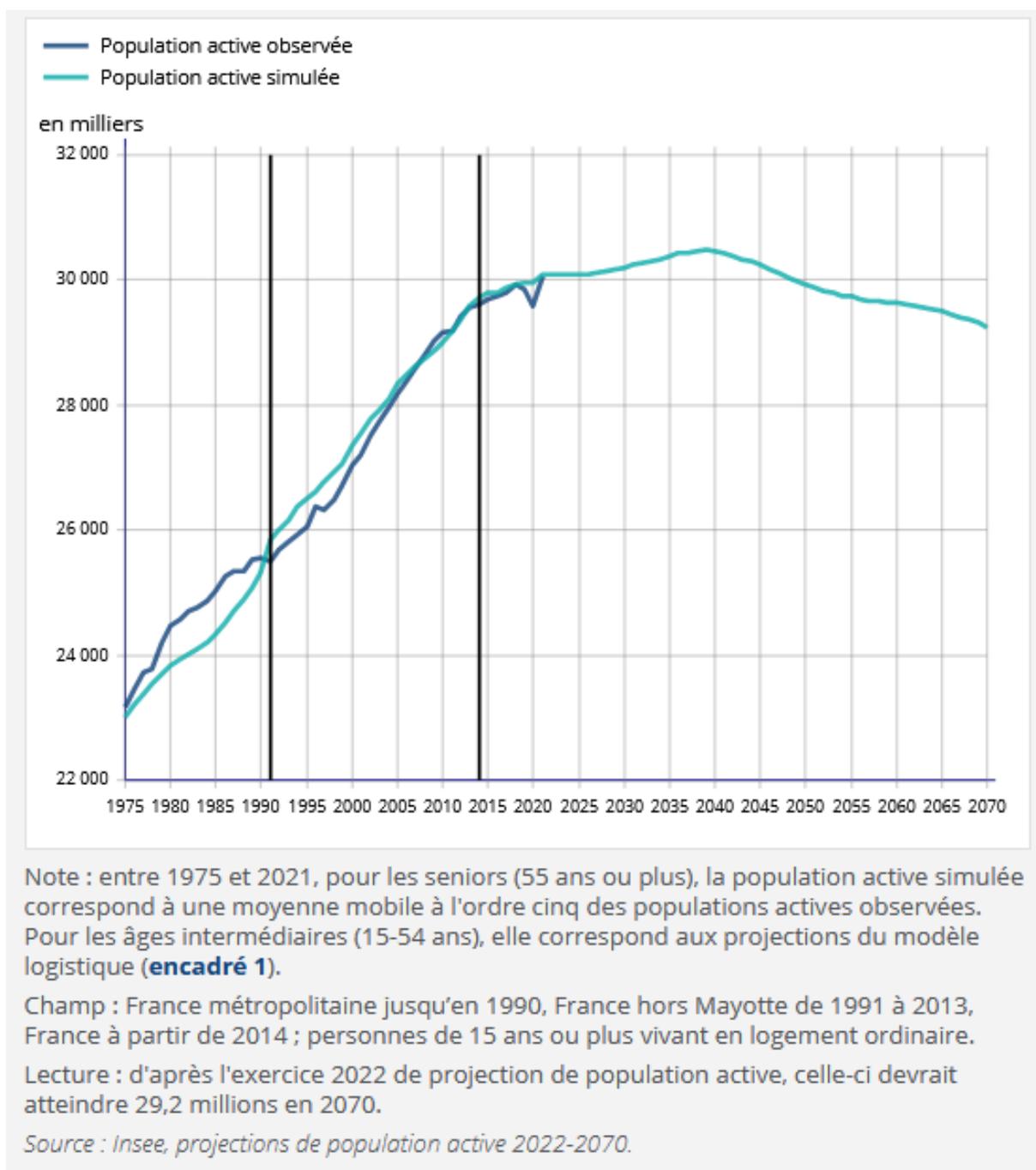
FIGURE 4 : Taux d'activité selon l'âge



S'appuyant sur les dernières données disponibles, les exercices de projection de l'Insee font état d'un essoufflement de la dynamique de féminisation de la population active (Bechichi *et al.*, 2021). La part des femmes dans la population active stagnerait autour de 49 % à partir de 2020. En revanche, la dynamique de vieillissement se maintiendrait : la part des plus de 55 ans passerait de 18,3 % en 2021 à 23,4 % en 2070 en raison de la montée en puissance progressive des réformes des retraites mais aussi d'un âge d'entrée sur le marché du travail

de plus en plus tardif au fil des générations (lequel conduit à un âge plus tardif de départ à la retraite dans l'hypothèse où les personnes continueraient à rechercher une pension de retraite à taux plein). Malgré la hausse des taux d'activité, et en raison du vieillissement global de la population, la population active serait amenée à diminuer à partir de 2040 (figure 5).

FIGURE 5 : Projection de population active dans le scénario central de l'Insee



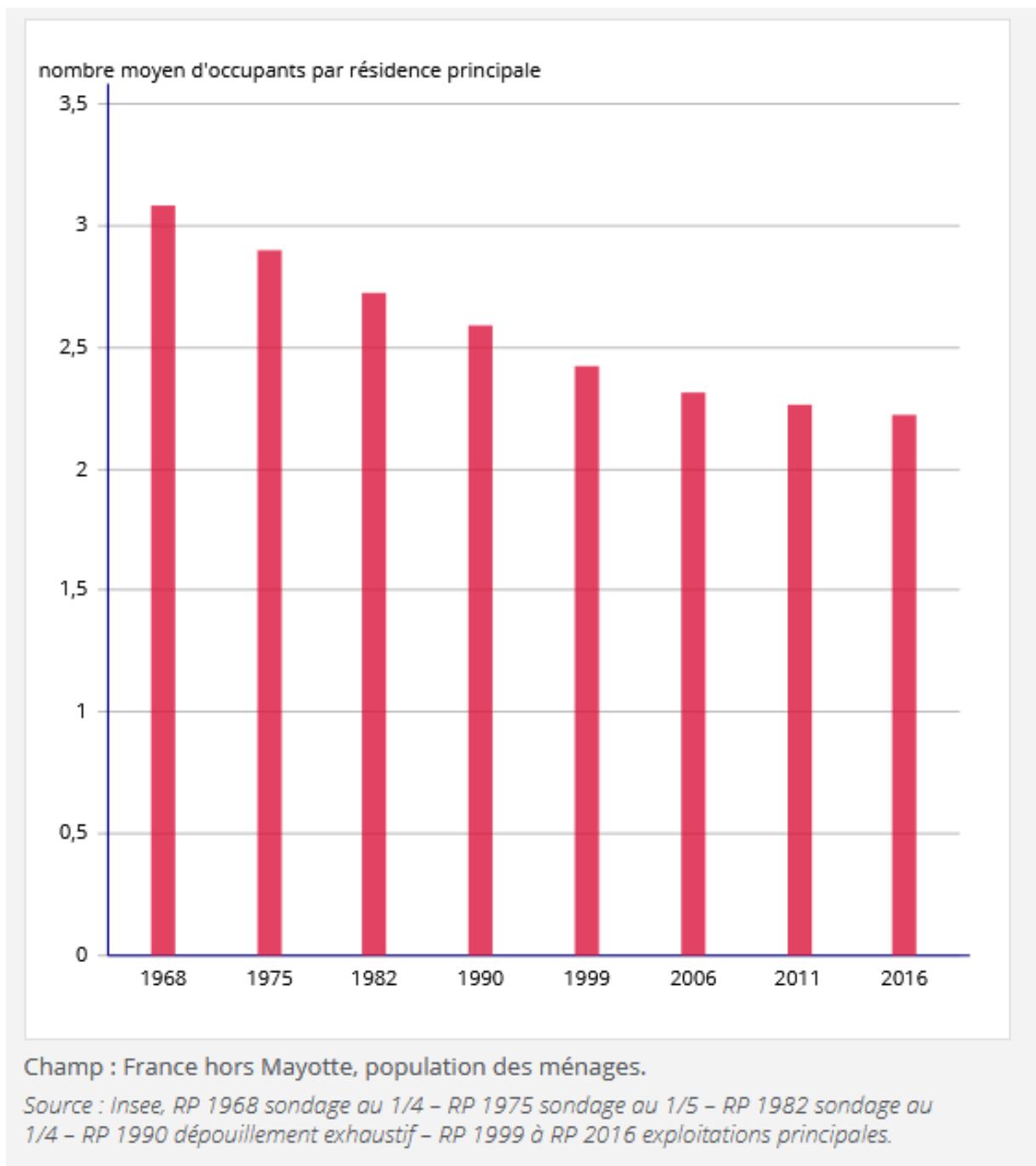
Ici encore, la progression de l'activité féminine se retrouve dans la quasi-totalité des pays développés avec des dynamiques légèrement différentes. Dans les pays Anglo-Saxons

(Royaume-Unis, Canada et Etats-Unis) la progression a été rapide à partir des années 1970 mais la dynamique s'essouffle depuis 2010. Dans les pays d'Europe du Sud, comme l'Italie et l'Espagne où le taux d'activité des femmes partait d'un niveau beaucoup plus bas la progression a été très rapide dans les années 1980 mais le rattrapage n'est pas encore total par rapport aux autres pays. La France se situe de nouveau dans une position intermédiaire avec une dynamique plus progressive similaire à celle de pays comme l'Allemagne ou la Belgique. En 2010, sur la tranche d'âges 25-55 ans, le taux d'emploi des femmes était proche de 75 % en France, en Allemagne, en Autriche et en Belgique (Périver et Verdugo, 2018). Il était plus proche de 60 % pour l'Italie et l'Espagne et de l'ordre de 80 % dans les pays du nord de l'Europe (Finlande, Suède et Pays-Bas par exemple).

1.3 Des ménages toujours plus petits et davantage de familles monoparentales

Depuis 1970, le nombre de ménages en France métropolitaine a quasiment doublé passant de 16,2 millions à 29,7 millions en 2021. Il a donc augmenté deux fois plus rapidement que la population (+1,2 % en moyenne annuelle pour les ménages contre +0,6 % pour la population). Cela s'explique par la forte diminution de la taille des ménages. Sur la même période celle-ci est passée de près de 2,9 personnes en 1975 à 2,2 personnes en 2016 (Da-guet, 2017) (figure 6). Cette forte baisse de la taille des ménages semble néanmoins ralentir depuis 2006.

FIGURE 6 : Taille des ménages



Cette réduction de la taille des ménages est la conséquence de plusieurs dynamiques à l'œuvre. D'abord, le vieillissement de la population entraîne mécaniquement une diminution de la part des couples avec enfants (les personnes âgées ont rarement des enfants à charge dans leur ménage) et un accroissement de celle des couples sans enfant et des personnes seules. Entre 1990 et 2019, la proportion des couples avec enfants dans l'ensemble des ménages français est passée de 36,4 % à 24,5 %. Par ailleurs, ces couples avec enfants

constituent des ménages de taille de plus en plus réduite au fil du temps en raison de la baisse de la fécondité (le nombre d'enfants dans ces ménages diminue). Enfin, l'accroissement de la fréquence des ruptures conjugales est à l'origine de la forte augmentation de la proportion des familles monoparentales mais aussi des ménages composés d'une personne vivant seule dont la proportion a fortement augmenté depuis 1990 (figure 7). Parmi les familles comprenant un enfant, la part des familles monoparentales est passée de 12 % en 1990 à 23 % en 2016. La part des ménages comprenant 2 personnes ou moins a ainsi fortement augmenté dans l'ensemble des ménages alors que celle des ménages comprenant 3 personnes ou plus a diminué (figure 8).

FIGURE 7 : Répartition des ménages selon la structure familiale

en %

Type de ménage	1990	1999	2008	2013	2019
Ménages composés uniquement					
d'un homme seul	10,1	12,4	13,8	14,7	16,0
d'une femme seule	16,9	18,4	19,5	19,9	20,9
d'un couple sans enfant ¹	23,4	24,5	25,9	25,7	25,4
d'un couple avec enfant(s)	36,4	31,6	27,5	26,0	24,5
<i>dont avec enfant(s) de moins de 18 ans</i>	<i>29,1</i>	<i>25,0</i>	<i>22,3</i>	<i>21,3</i>	<i>19,8</i>
d'une famille monoparentale	6,8	7,6	8,1	8,6	9,3
<i>dont avec enfant(s) de moins de 18 ans</i>	<i>3,7</i>	<i>4,5</i>	<i>5,3</i>	<i>5,6</i>	<i>5,8</i>
Ménages complexes					
Ensemble des ménages complexes	6,4	5,5	5,2	5,0	3,9
<i>dont avec enfant(s) de moins de 18 ans</i>	<i>2,0</i>	<i>1,7</i>	<i>1,3</i>	<i>1,3</i>	<i>1,1</i>
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

1. Les « enfants » sont pris en compte sans limite d'âge ; les « enfants de moins de 18 ans » sont ceux n'ayant pas encore atteint leur 18^e anniversaire.

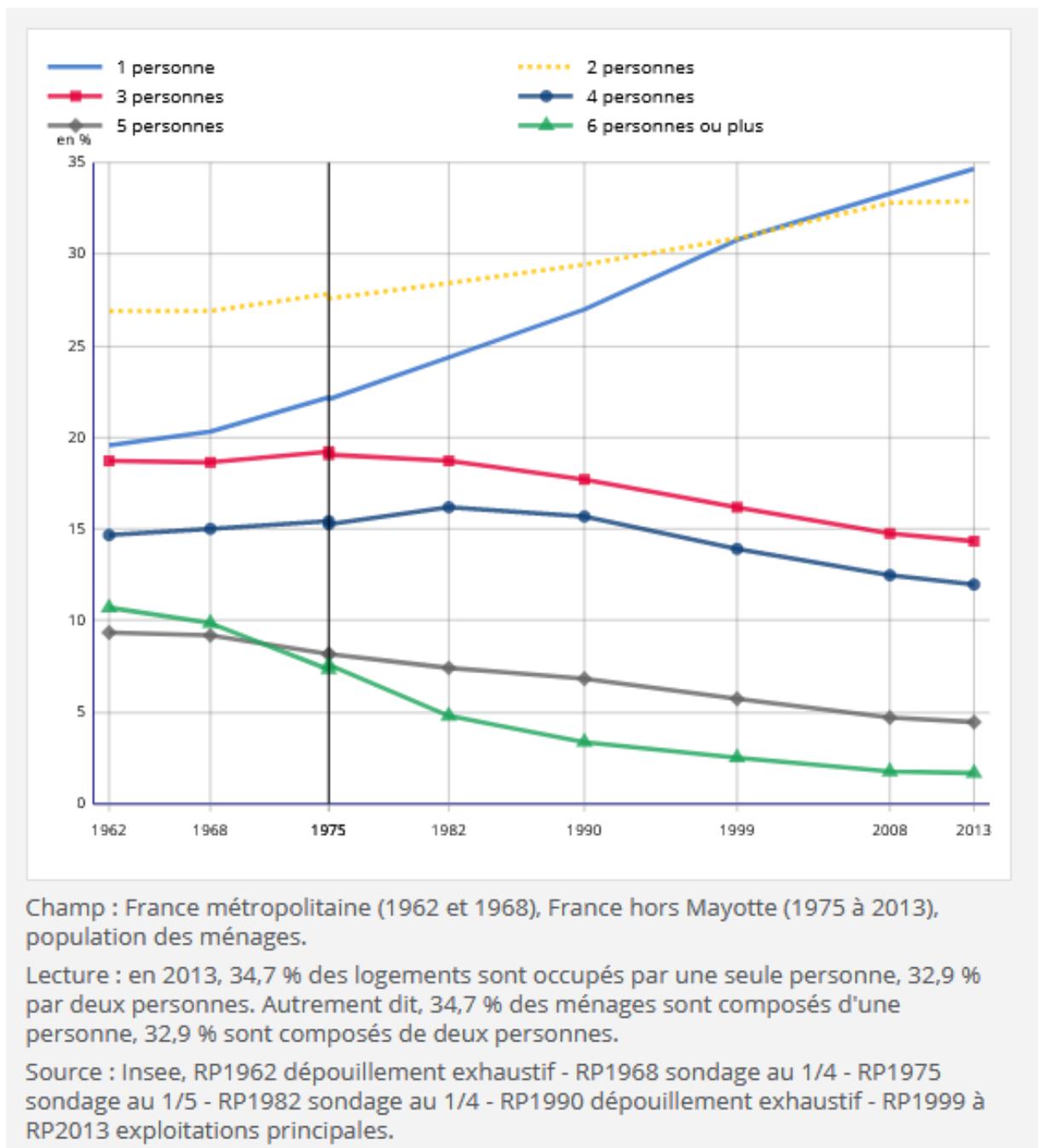
Note : il n'est pas possible de comptabiliser les différents types de familles (couples et familles monoparentales) à partir de ce tableau puisque certaines d'entre elles font aussi partie de ménages complexes.

Lecture : en 2019, 25,4 % des ménages sont composés uniquement de couples sans enfant.

Champ : France hors Mayotte, population des ménages.

Source : Insee, RP1990 sondage au 1/4 - RP1999 à RP2018 exploitations complémentaires.

FIGURE 8 : Répartition des ménages selon la taille



SOURCE : Daguet (2017)

Cette tendance à la réduction de la taille des ménages se retrouve dans l'ensemble des pays européens, les facteurs sous-jacents (vieillessement de la population et augmentation de la fréquence des ruptures d'unions) y étant également présents. Néanmoins les dynamiques sont variables d'un pays à l'autre. Sur les 20 dernières années, la taille des ménages a fortement diminué dans les pays méditerranéens comme l'Espagne, l'Italie ou le Portugal ainsi que dans les pays d'Europe orientale (pays Baltes, République Tchèque, Pologne,

Roumanie, Hongrie, etc.). En France, en Allemagne, au Royaume-Uni et dans les pays scandinaves cette diminution a été moins prononcée. La France se situe en 2020 dans une position médiane entre les pays d'Europe du Sud et de l'est où la taille moyenne des ménages est supérieure à 2,5 personnes et les pays du nord de l'Europe (Allemagne, Finlande, Suède, Pays-Bas, Danemark) où elle est inférieure à 2 personnes. Aux États-Unis, la taille moyenne d'un ménage a fortement chuté jusque dans les années 1990 avant de se stabiliser autour de 2,6 personnes, un niveau structurellement plus élevé que dans les pays européens.

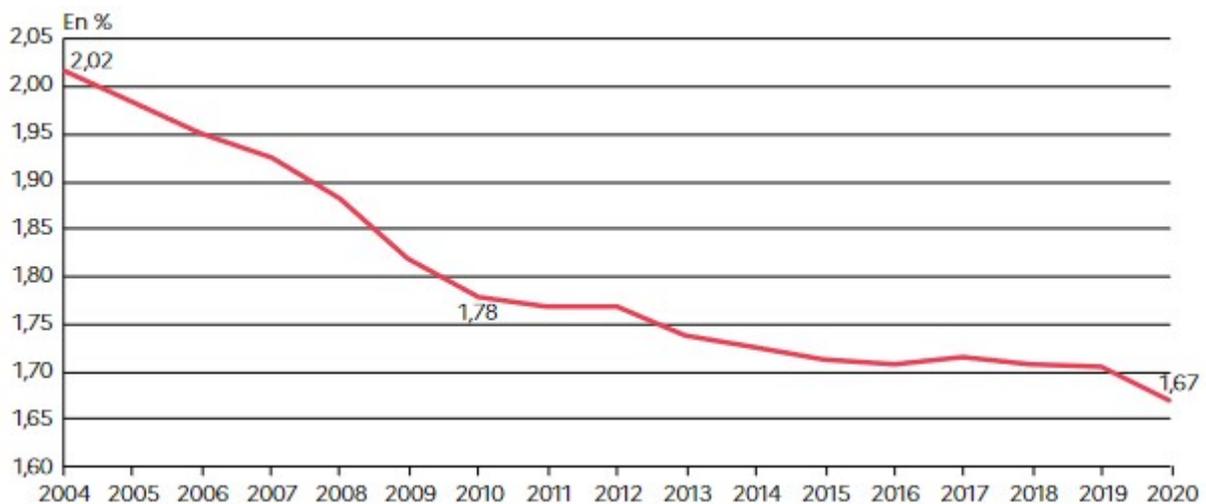
L'ensemble de ces dynamiques démographiques ont des impacts majeurs sur les niveaux de vie et leur distribution au sein de la population.

2 Des conséquences majeures sur les inégalités

2.1 Le problème de la soutenabilité du système de retraite

La part croissante de la population âgée de plus de 65 ans a entraîné une dégradation du ratio de dépendance de la population, défini comme le rapport entre les effectifs de personnes en emploi et ceux de personnes retraitées. Celui-ci est passé de 2,02 en 2004 à 1,67 en 2020 (figure 9). Cette tendance devrait se poursuivre (voire s'accroître) à la fois en raison de la poursuite de l'augmentation de la part des 65 ans et plus dans la population mais aussi en raison du recul à venir de la population active (voir au-dessus) dont l'évolution ne pourra à l'avenir plus être soutenue par la participation croissante des femmes.

FIGURE 9 : Ratio entre les effectifs de personnes en emplois et ceux de retraités de droit direct



CHAMP : Retraités ayant perçu un droit direct au cours de l'année n, résidant en France ou à l'étranger, vivants au 31 décembre de l'année.

SOURCE : DREES, EIR, modèle ANCETRE; Insee, comptes de la Nation. Calculs de [Arnaud \(2021\)](#).

Cette dynamique démographique pose le problème de la soutenabilité des systèmes de protection sociale : invalidité, maladie, autonomie et retraite. Chacune de ces branches étant extrêmement complexe dans son fonctionnement, cette thèse se focalise sur la seule problématique du système de retraite.

La part des dépenses publiques consacrée au versement des pensions de retraite était de 10 points de PIB en 1990 et certaines projections de l'époque anticipaient une très forte dégradation de la situation financière des régimes : des dépenses de retraites comprises entre 15,8 et 16,7 points de PIB et un besoin de financement compris entre 3 et 4 points de PIB à l'horizon 2040 ([Charpin, 1998](#)). Pour pérenniser le système par répartition dans lequel les cotisations des actifs financent les pensions de retraite, les gouvernements successifs ont

modifié plusieurs paramètres réglementaires. Ces paramètres jouent sur les trois grands leviers qui déterminent l'équilibre financier du système : les âges de départ à la retraite, le montant des pensions de retraite et les taux de cotisations acquités par les actifs. Les réformes de 1993 et 2003, en allongeant les durées d'assurance requises pour le bénéfice du taux plein (entre autres), ont impacté à la fois les âges de départ et le niveau des pensions. La réforme de 1993 a aussi modifié le mécanisme d'indexation des pensions et des salaires portés au compte. Auparavant indexés sur l'évolution du salaire moyen, ils sont désormais indexés sur l'évolution des prix. Afin d'inciter les assurés à repousser leur âge de départ à la retraite, la réforme de 2003 a également instauré un mécanisme de surcote. Ce dernier majore la pension des assurés qui prolongent leur activité professionnelle au delà de la date à laquelle ils sont éligibles à une retraite au taux plein. La réforme de 2010 a principalement joué sur les âges de départ à la retraite en relevant les deux bornes d'âges que sont l'âge légal d'ouverture des droits (passé de 60 à 62 ans) et l'âge d'annulation de la décote (passé de 65 à 67 ans). En revanche, le décret carrières longues de 2012 a conduit à diminuer l'âge moyen de départ à la retraite en augmentant le nombre de personnes éligibles aux dispositifs de départs anticipés (c'est-à-dire pouvant liquider leur droits avant l'âge légal d'ouverture des droits). Cette réforme a été financée par une hausse des taux de cotisation. Enfin, la réforme de 2014, en allongeant la durée requise pour le taux plein, joue de nouveau sur les âges de départ à la retraite et le montant des pensions. Elle acte également une nouvelle hausse des taux de cotisations. Dans le même temps, les régimes complémentaires gérés par les partenaires sociaux (notamment les régimes Agirc-Arcco) ont également modifié leurs propres règles, afin de diminuer les rendements servis⁵. Pendant la période de rédaction de ce manuscrit, une nouvelle réforme a été adoptée, relevant de 62 à 64 ans l'âge légal de départ à la retraite.

Or ces réformes ont eu des conséquences importantes sur la distribution des niveaux de vie car elles n'ont pas touchée de la même manière toutes les générations de retraités et car au sein d'une même génération de retraités elles ont pu avoir des effets variables selon les profils de carrière ou de revenus des différents assurés.

Les modifications réglementaires engendrées par les réformes de 1993 et de 2003 ont déjà fait l'objet de nombreux travaux d'évaluation dans la littérature que ce soit par micro-simulation ou en mobilisant des données observées. Ces travaux montrent que l'impact de la réforme de 1993 sur le montant des pensions distribués par le régime général a été croissant au fil des générations et que les retraités du bas de la distribution des revenus ont été proportionnellement moins affectés (Bridenne et Brossard, 2008). Comparant plusieurs profils de carrière, des travaux complémentaires concluent que les cadres du secteur privé ont

⁵Le rendement d'un régime correspond au rapport entre les pensions reçues par les assurés et les cotisations versées.

été les plus affectés par cette réforme (Benallah *et al.*, 2004). La mesure d’allongement de la durée d’assurance requise pour le taux plein a eu un effet significatif sur l’âge de sortie de l’emploi et l’âge de départ à la retraite des assurés (Bozio, 2011). Cet effet est croissant au fil des générations : il est estimé à environ 2 mois pour la génération née en 1950 mais à 5 mois pour celle née en 1980 (Duc, 2015).

La réforme de 2003 a également fait l’objet d’analyses, le plus souvent conjointement avec celle de 1993 car le recul plus grand permettait de bénéficier d’outils plus performant pour évaluer l’impact des mesures de 1993. Les travaux montrent également un effet croissant des mesures au fil des générations, que ce soit sur le montant des pensions du régime général (Privat et Vanlierde, 2006) ou la durée de retraite (Duc, 2015). Celle-ci est d’ailleurs nettement plus raccourcie pour les assurés dont les salaires sont dans le haut de la distribution que ceux dont les salaires sont dans le bas de la distribution (une partie importante de ces assurés liquident leur pension uniquement à l’âge d’annulation de la décote). Enfin, l’instauration d’une surcote semble avoir eu un léger effet incitatif au prolongement de l’emploi, effet variable selon le profil de carrière (Benallah, 2010).

Au moment où les travaux qui composent cette thèse ont été entrepris, très peu d’études cherchaient à évaluer les effets des réformes conduites après 2010. Ces analyses se limitaient aux effets sur la durée de retraite (Duc, 2015) ou bien au champ des assurés de certains régimes (Soulat *et al.*, 2014). Dans ce contexte, le principal apport des travaux présentés dans cette thèse est de produire une analyse plus détaillée sur l’impact de ces réformes.

2.2 Des disparités dans la participation croissante des femmes au marché du travail

Le développement du travail des femmes a sans aucun doute été l’un des vecteurs de la croissance économique de ces dernières décennies (OCDE, 2018). Il a soutenu de manière significative le revenu des ménages. Une abondante littérature internationale s’interroge sur l’effet de cette participation croissante des femmes au marché du travail sur l’évolution des inégalités de niveau de vie entre les couples. Ces inégalités dépendent de la corrélation entre l’emploi féminin et les revenus des conjoints mais aussi de la corrélation entre les revenus d’activité féminins et les revenus des conjoints. Plusieurs travaux concluent à un impact positif sur les inégalités dans de nombreux pays développés (Blossfeld et Buchholz, 2009) (Esping-Andersen, 2007). Dans le cas français, une étude récente montre, en adoptant une approche comptable des inégalités et en mobilisant les données de l’enquête *Emploi* de l’Insee sur la période 1982-2014, que les inégalités de revenus d’activité entre couples sont restées globalement stables, alors qu’elles auraient augmenté dans une situation contrefactuelle où le taux d’emploi des femmes n’aurait pas progressé (Bouchet-Valat, 2017). Ce fait

empirique s'explique essentiellement par la diminution des inégalités salariales au sein de la population des femmes en emploi. Néanmoins, l'essoufflement de la progression des taux d'emploi et d'activité, entrevus par les dernières analyses disponibles pose la question de la poursuite de ces dynamiques.

Les travaux menés jusqu'à présent ne traitaient pas la question des disparités dans la participation croissante des femmes au marché du travail selon le niveau de qualification des femmes. En effet, si cette participation a augmenté pour quasiment tous les niveaux de qualification elle a davantage pris la forme de chômage ou d'emploi à temps partiel pour les femmes les moins qualifiées alors qu'elle s'est essentiellement traduite par des emplois à temps plein pour les plus qualifiées. Cette grille de lecture constitue l'apport principal de l'une des analyses présentées dans cette thèse.

2.3 La mesure des niveaux de vie pour les nouvelles configurations familiales

Mesurer les inégalités implique de comparer les niveaux de vie de ménages de taille et de composition différentes. Pour ce faire, les économistes utilisent le concept d'échelles d'équivalence. Ces échelles permettent de rapporter le niveau de vie d'un ménage à un niveau de vie en « équivalent personne seule » ou « unité de consommation » (UC), et de tenir compte des économies d'échelle issues de cette mutualisation des dépenses, des ressources et du coût des enfants. Par exemple, l'échelle d'équivalence de l'OCDE modifiée, échelle la plus utilisée pour le calcul des statistiques officielles sur les inégalités et la pauvreté⁶, affecte 1,5 unité de consommation à un couple sans enfant. Elle implique qu'une personne seule disposant d'un revenu R a un niveau de vie équivalent à un couple sans enfant disposant d'un revenu égal à $1,5 * R$.

L'estimation de ces échelles, conduite le plus souvent à partir de données d'enquête, pose des difficultés méthodologiques importantes si bien que leur calcul repose le plus souvent sur des hypothèses conventionnelles. Par exemple attribuer 0,5 UC pour les adultes du ménage et 0,3 UC pour les enfants dans le cas de l'échelle de l'OCDE modifiée. Établies entre les années 1950 et 1980 ces conventions ont été récemment critiquées pour ne pas tenir compte de certaines configurations familiales, notamment celles liées aux séparations et recompositions des familles dans un contexte où ces formes familiales sont de plus en plus fréquentes (HCFEA, 2014). Cela concerne à la fois les familles monoparentales qui font face à des besoins spécifiques mais aussi aux parents vivant seuls mais ayant un enfant résidant dans un autre ménage (le plus souvent celui d'un ancien conjoint) et engendrant des dépenses supplémentaires. C'est à ces critiques que l'une des études présentées dans cette thèse cherche

⁶Elle est notamment utilisée par l'Insee et Eurostat.

à répondre.

3 Les principaux éclairages apportés par cette thèse

Cette thèse a pour objectif d'enrichir la connaissance des effets économiques, notamment en termes d'inégalités, de plusieurs évolutions structurelles de la démographie française. Pour cela, elle exploite de nombreuses sources statistiques, issues à la fois de données d'enquête (série longue des enquêtes *Emploi* et des enquêtes *Budget de Famille* de l'Insee) et de données administratives (*Échantillons interrégimes des retraités* et des *cotisants* de la Drees, *Échantillon démographique permanent* et enquête *Revenus fiscaux et sociaux* de l'Insee). Elle mobilise aussi de nombreux outils allant de la modélisation économétrique à la microsimulation en passant par les méthodes d'analyse de séquences ou les estimations par matching.

Une première partie se concentre sur la problématique de l'estimation des échelles d'équivalence. Le premier chapitre s'intéresse aux difficultés méthodologiques posées par ces estimations et montre la sensibilité des résultats aux modèles utilisés et au champ retenu. Le deuxième chapitre tente de tenir compte des situations spécifiques des familles monoparentales et des parents non hébergeant dans l'estimation de ces échelles.

La deuxième partie est consacrée à la question du traitement des inégalités par le système de retraite français. Le troisième chapitre s'intéresse au poids des différents dispositifs de solidarité qui composent le système (mécanismes de minimum de pension, trimestres gratuits pour interruption de carrière, bonification au titre des enfants, départs au titre de la pénibilité, etc.) en 2016, dernière date à laquelle les données sont disponibles, et à leur rôle dans la réduction des inégalités entre retraités. Le quatrième chapitre mobilise des outils de microsimulation dynamique pour estimer l'impact des réformes du système de retraite intervenues depuis 2010 sur les inégalités inter et intra-générationnelles.

Enfin, la troisième et dernière partie de la thèse documente l'évolution de la démographie du marché du travail français. Le cinquième chapitre décrit la forte progression du taux d'emploi des femmes au fil des générations depuis les années 1970 mais aussi les disparités que masque cette progression entre les différentes sous-populations de femmes. Le sixième chapitre analyse les sorties du marché du travail pour les personnes vivant en couple, en lien avec la situation de leur conjoint sur le marché du travail.

3.1 Des travaux nouveaux pour estimer les échelles d'équivalence

La première partie de cette thèse se concentre sur la problématique de l'estimation des échelles d'équivalence. Ces échelles sont utilisées pour comparer les niveaux de vie de mé-

nages de taille et composition diverses. Elles visent à prendre en compte les économies d'échelle qui résultent de la mise en commun des ressources et des dépenses au sein des ménages. Pour estimer ces échelles, deux approches sont possibles : une approche objective, basée sur la modélisation des dépenses de consommation des ménages et pour laquelle le statisticien doit formuler une hypothèse pour définir une mesure du niveau de vie ou une approche subjective, qui s'appuie sur le ressenti des ménages concernant leur niveau de vie. C'est cette seconde approche qui est privilégiée par cette thèse, la première étant fortement dépendante des hypothèses posées par le statisticien.

Le **chapitre 1**, intitulé « **Calculer le niveau d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence?** » s'intéresse aux choix méthodologiques nécessaires à l'estimation d'une telle échelle. À partir des données des éditions de 1995 à 2011 de l'enquête *Budget de Famille* de l'Insee, les différentes estimations d'échelles d'équivalence présentées mettent en lumière la sensibilité des résultats à la spécification des modèles économétriques, au choix du champ des estimations, au choix des indicateurs subjectifs de niveau de vie retenus, et à des conventions concernant le calcul du coût associé aux enfants à la charge des ménages. Le chapitre conclut que les méthodes et les données aujourd'hui disponibles ne permettent pas d'identifier de manière robuste une échelle d'équivalence unique. Elles donnent en revanche une indication d'un « ordre des possibles ». Ainsi, l'équivalent-adulte varie de 0,15 à 0,8 selon la méthodologie employée pour un enfant de moins de 14 ans et de 0,2 à 0,9 pour un deuxième adulte au sein du ménage, là où les échelles d'équivalence les plus couramment utilisées reposent sur un choix conventionnel, par exemple respectivement 0,3 et 0,5 pour l'échelle de l'OCDE-modifiée utilisée pour le calcul des statistiques officielles. Si le taux de pauvreté est relativement peu sensible au choix de l'échelle retenue, ce chapitre montre en revanche que la composition de la population pauvre par type de ménages et par tranches d'âges peut en ressortir fortement affectée. Pour le législateur cela peut conduire à une lecture différente des publics visés par les différents dispositifs de politique publique.

Le **chapitre 2**, intitulé « **Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales** » vise à estimer une échelle d'équivalence tenant compte de la situation spécifique de deux catégories de ménages : les familles monoparentales et les parents non hébergeant vivant seuls. Du fait de l'augmentation continue de la fréquence des séparations conjugales, ces catégories de ménages sont de plus en plus nombreuses dans la société française. Les estimations s'appuient sur une approche subjective fondée sur l'appréciation qu'expriment les ménages concernant leur propre niveau de vie. De même que pour le chapitre précédent les estimations sont basées sur les données de la série des enquêtes *Budget de Famille* de l'Insee depuis 1995. Elles mobilisent des modèles économétriques mais aussi des estimations par matching. Les résultats indiquent que la situation des familles monoparentales est mal prise en compte par les échelles d'équivalence les plus couram-

ment utilisées même si l'estimation d'une échelle spécifique est rendue difficile par la petite taille des échantillons disponibles. Les parents non hébergeant vivant seuls supportent, toutes choses égales par ailleurs, des dépenses supplémentaires correspondant à environ un tiers de leur revenu disponible, par rapport aux personnes seules sans enfant à charge. Ces travaux montrent que les échelles d'équivalence conventionnelles (notamment l'échelle de « l'OCDE modifiée ») et les statistiques officielles sur les niveaux de vie qu'elles sous-tendent surestiment le niveau de vie des familles monoparentales et des parents non hébergeant vivant seuls, ce qui conduit mécaniquement à sous-estimer leur taux de pauvreté et leur part au sein de la population pauvre. Pour le législateur cela conduit à alimenter la réflexion qui concerne l'élaboration des politiques publiques destinés à ces publics (aides au recouvrement des pensions alimentaires, barèmes du RSA de la Paje et des allocations logement pour les parents isolés, demie-part fiscale supplémentaire, etc.).

3.2 Une analyse de l'effet des réformes du système de retraite et de ses mécanismes de solidarité

La deuxième partie de cette thèse se focalise sur l'analyse des inégalités au sein du système de retraite français. Construit à la sortie de la Seconde Guerre mondiale, le système de retraite français est basé sur deux composantes. La principale composante est contributive : le calcul de la pension de retraite dépend des contributions versées par l'assuré (cotisations versées et durée de cotisation). La deuxième composante, plus secondaire, est non-contributive : une partie des droits à retraite sont acquis au titre de la solidarité nationale (trimestres validés au titre du chômage, de la maladie, de l'invalidité ou de la maternité, majorations au titre des enfants, minimum de pension, etc.). Comme la majorité des pays développés, la France est confrontée à un accroissement de l'espérance de vie et à un ralentissement de la croissance économique. Ces évolutions créent une pression sur les comptes des régimes de retraites dans la mesure où le nombre de retraités s'accroît plus rapidement que celui des actifs. Pour soutenir et pérenniser le système par répartition, les gouvernements successifs ont réformé divers paramètres du système des retraites.

Le **chapitre 3**, intitulé « **Les dispositifs de solidarité dans le système de retraite français** » propose un panorama, au 31 décembre 2016, des effets des principaux dispositifs explicites de solidarité du système de retraite français. Le fonctionnement de chacun de ces dispositifs fait l'objet d'une explication détaillée ainsi que d'une estimation des masses financières qu'il représente et de son effet sur les pensions moyennes de plusieurs sous-populations de retraités (définies selon leur sexe, régimes d'affiliation, niveaux de pensions, notamment). Les estimations sont basées sur les données de l'*Échantillon interrégimes des retraités* (EIR) de la Drees qui contient toutes les informations concernant les pensions de retraite versées

à un échantillon représentatif de retraités. Les résultats indiquent que les dispositifs de solidarité représentent environ 16 % des masses de prestations de droit propre⁷ versées soit 44 milliards d'euros sur les 269 milliards d'euros versés en 2016. Sur ces 44 milliards, 8 milliards sont liés aux majorations de pension pour les parents de 3 enfants ou plus, 10 milliards sont liés aux départs anticipés à la retraite accordés à certains assurés (agents des régimes spéciaux, militaires, policiers, aide-soignants, pompiers, agents pénitentiaires, etc.), 8 milliards sont liés aux dispositifs de minimum de pension et 17 autres milliards aux mécanismes de compensation des périodes de non-emploi (chômage, maladie, maternité, etc.). En moyenne de 16 %, la part de ces dispositifs de solidarité dans les pensions de retraite varie beaucoup selon les sous-populations de retraités. Elle s'élève ainsi à 22 % pour les femmes contre 12 % pour les hommes. De même, elle atteint 49 % pour les retraités du premier quart de la distribution des pensions contre seulement 10 % pour ceux du dernier quart. Du point de vue du législateur ce chapitre permet de mieux connaître les masses financières mobilisées par la collectivité pour les différents mécanismes de solidarité du système de retraite. Il donne aussi une meilleure estimation des dépenses consacrées par la collectivité à l'assurance contre les périodes de non-emploi⁸. Enfin il permet de mieux connaître les populations qui bénéficient de ces différents dispositifs.

Le **chapitre 4**, intitulé « **Les réformes des retraites conduites depuis 2010 : quels effets sur les inégalités intra et inter-générationnelles?** » analyse les effets des réformes des retraites conduites depuis 2010 sur les inégalités inter et intra-générationnelles. Ces réformes ont modifié plusieurs des paramètres clefs du système de retraite : l'âge légal d'ouverture des droits, l'âge d'annulation de la décote, la durée d'assurance requise pour le taux plein, les taux de cotisation, la revalorisation des points dans les régimes complémentaires, etc. Dans le même temps, le profil de carrière des assurés a évolué au fil des générations (entrée plus tardive sur le marché du travail et augmentation du taux d'emploi des femmes notamment) avec des répercussions sur les droits à retraite. L'analyse mobilise le modèle de micro-simulation *Trajectoire* de la Drees qui simule pour un échantillon représentatif d'assurés issu de l'*Échantillon interrégimes des cotisants* (EIC) de la Drees les carrières, les départs à la retraite et le calcul des pensions. Pour appréhender la problématique de l'équité, dont la définition fait souvent débat, l'étude s'appuie sur quatre indicateurs définis par le Conseil d'Orientation des Retraites (COR). Les deux premiers, le taux de remplacement et la durée de la retraite permettent d'apprécier les bénéfices que les assurés tirent du système de retraite. A l'inverse les deux derniers, le taux de cotisation et la durée de carrière rendent compte de l'effort contributif fourni par les assurés. Les résultats sont assez partagés. La

⁷Les droits propres représentent les droits versés au titre de la carrière et de la situation d'un assuré. Ils n'incluent pas les droits dérivés issus du décès d'un conjoint (les pensions de réversion).

⁸Par exemple dans le cas des périodes de chômage ces dépenses ne se limitent pas aux seules dépenses d'assurance chômage mais incluent aussi les montants liés à leur compensation dans le système de retraite.

durée de carrière en proportion de la durée de vie tend à diminuer au fil des générations pouvant avantager les générations les plus jeunes (la durée de carrière croît moins vite que la durée de vie). A l'inverse au prisme du taux de remplacement et du taux de cotisation, les jeunes générations paraissent désavantagées : elles cotiseront à des niveaux plus élevés pour des taux de remplacement plus faibles. Sur le plan de l'équité intra-générationnelle, les réformes menées depuis 2010 apparaissent en revanche anti-redistributives : les assurés du bas de la distribution des revenus (notamment les assurés hors de l'emploi en fin de carrière) subissent une baisse plus marquée de leur pension de retraite cumulée sur le cycle de vie que les assurés du haut de la distribution en raison notamment de la mesure de relèvement de l'âge d'annulation de la décote. Du point de vue du législateur ce chapitre permet de mieux connaître l'impact sur les inégalités qu'entraîne une modification au ajustement de chacun des principaux paramètres du système de retraite (notamment la durée d'assurance requise, l'âge légal d'ouverture des droits et l'âge d'annulation de la décote).

3.3 Une contribution sur l'évolution de la démographie du marché du travail

La troisième partie de cette thèse s'attache à documenter certaines des évolutions majeures de la composition de la population active française. Depuis les années 1970 la population active du pays a considérablement augmenté passant de 23,1 millions en 1975 à 30,1 millions en 2021. Cette croissance est la résultante à la fois de la croissance de la population générale mais aussi de l'augmentation du taux d'activité de certaines sous-populations, en particulier les femmes et les personnes âgées de plus de 50 ans. A cette croissance en volume s'ajoute une évolution de sa composition : elle s'est féminisée et a vieilli. Ces deux évolutions structurelles font l'objet des deux chapitres qui composent cette partie.

Le **chapitre 5**, intitulé « **Les évolutions de l'activité et de l'emploi en France au fil des générations** » décrit l'évolution des taux d'activité, des taux d'emploi et d'emploi en équivalent temps plein au fil des générations pour les âges compris en 30 et 60 ans en distinguant dans l'analyse les hommes et les femmes. Il mobilise pour cela sur les données de la série des enquêtes *Emploi* de l'Insee sur une période longue de près de 44 ans (1975-2018). Alors que l'activité et l'emploi des femmes entre 25 et 50 ans n'avaient cessé de progresser au fil des générations depuis la génération née en 1920, les données font état d'une stagnation pour les femmes nées après 1970. Concernant les hommes, activité et emploi à ces âges tendent à reculer légèrement au fil des générations. Les écarts de taux d'activité et de taux d'emploi entre femmes et hommes continuent de se résorber, mais à un rythme de plus en plus lent. De plus, alors que ce processus de rattrapage était, pour les générations nées avant 1970, essentiellement la conséquence de l'augmentation de ces indicateurs chez les femmes, il est

désormais intégralement dû à leur diminution chez les hommes. Par ailleurs, l'étude montre que si la participation des femmes au marché du travail a fortement progressé cette progression n'a pas été homogène pour toutes les sous-populations de femmes. Pour les femmes les plus diplômées, cette progression de l'activité a essentiellement pris la forme d'emploi à temps plein. A l'inverse pour les femmes les moins diplômées elle s'est surtout traduite par des emplois à temps partiel avec pour conséquence un rattrapage beaucoup plus limité des taux d'emploi en équivalent temps plein. Aux âges proches de la retraite (59 ans) activité et emploi des hommes et des femmes ont tout deux fortement progressé en raison notamment de l'extinction progressive des dispositifs de sortie précoce de l'activité (préretraite, dispense de recherche d'emploi, etc.) et des réformes du système de retraite visant à repousser l'âge de départ à la retraite des assurés. Pour le législateur ce constat montre que ces évolutions réglementaires ont bien atteint leur objectif d'un accroissement du taux d'emploi des seniors.

Le **chapitre 6**, intitulé « **La sortie du marché du travail des personnes en couple et de leur conjoint** » étudie le processus de sortie du marché du travail pour les personnes vivant en couple en lien avec la situation de leur conjoint. Les données de l'enquête *Emploi* de l'Insee permettent de dresser un panorama de ces situations et de leurs évolution sur longue période. A 60 ans, la situation la plus fréquente pour les hommes en couples (environ 30 %) est d'être retraité et de vivre avec une conjointe qui occupe encore un emploi. A l'inverse, à cet âge, la situation la plus fréquente pour les femmes en couple est de vivre dans un couple au sein duquel les deux conjoints sont à la retraite. Ces différences s'expliquent notamment par les écarts d'âge entre conjoints. Au fil des générations la part des couples dont les deux conjoints occupent un emploi en fin de carrière a fortement progressé. Une part croissante des femmes occupent encore un emploi alors que leur conjoint a quitté le marché du travail. Les données de panel de l'*Échantillon démographique permanent* de l'Insee (EDP), enrichies depuis peu par les données fiscales rendent possible un suivi longitudinal des couples sur une période de 9 ans. Cette source permet de construire des « parcours types » de sortie du marché du travail au sein des couples en mobilisant une méthode d'appariement optimal. Pour les hommes, le cas de figure le plus courant est celui d'un couple dans lequel les deux conjoints occupent un emploi et partent à la retraite quasi-simultanément. Néanmoins, les situations sont très diversifiées. Pour les femmes, en revanche, le cas de figure de loin le plus courant est celui d'un conjoint parti à la retraite alors qu'elles occupent encore un emploi, les poussant alors à prendre leur retraite le plus rapidement possible lorsqu'elles atteignent l'âge légal d'ouverture des droits.



Première partie

ÉVOLUTIONS DE LA DÉMOGRAPHIE ET MESURE DES NIVEAUX DE VIE

Introduction à la première partie

Mesurer et comparer les niveaux de vie avec une échelle d'équivalence

Pour étudier de nombreux thèmes comme la pauvreté, ou les inégalités, les économistes⁹ cherchent à mesurer le niveau de vie des ménages. Comparer les niveaux de vie des ménages implique de tenir compte à la fois de la composition démographique de ces ménages, de leur revenu mais aussi des économies d'échelle rendues possibles par la mutualisation des ressources et des dépenses. Par exemple entre un couple sans enfant, dont les revenus mensuels sont de 1 500 euros, et un couple avec deux enfants à charge, dont les revenus mensuels sont de 2 100 euros, lequel dispose du niveau de vie plus élevé? Le revenu du second couple est certes supérieur, mais il doit faire face à des dépenses plus importantes liées à la présence de ses enfants à charge. Dans la pratique, les économistes assignent à chaque individu d'un ménage un « poids » (aussi appelé « unité de consommation ») qui rend compte du surplus de revenu dont doit disposer un ménage avec chaque individu supplémentaire pour atteindre le même niveau de vie que si le ménage ne comptait qu'une seule personne. Du fait de l'existence d'économies d'échelle, c'est-à-dire le fait que les besoins de deux (trois, etc.) personnes vivant ensemble ne sont pas deux (trois, etc.) fois plus élevés que ceux d'une personne seule, les individus supplémentaires ont ainsi tous un poids inférieur à l'unité. On obtient le niveau de vie « équivalent personne seule » (ou « niveau de vie ») d'un ménage en rapportant son revenu à la somme de ces poids. Cette somme est appelée nombre d'unités de consommation ou « équivalents adultes » du ménage. La valeur de ces poids diverge cependant selon les méthodologies et les approches utilisées. Les économistes désignent par « échelle d'équivalence » le système qui permet de calculer le nombre d'unités de consommation attribué à chaque ménage.

Les deux chapitres qui composent cette partie sont consacrés aux difficultés que posent l'estimation de ces échelles. Cette introduction vise à présenter en détails les concepts liés à la mesure des niveaux de vie. Elle dresse également un panorama des échelles d'équivalence les plus utilisées et des critiques qui leur sont adressées.

⁹Cette thèse étant une thèse de sciences économiques, elle prend le point de vue d'un économiste. Mais ces thématiques concernent naturellement de nombreuses autres disciplines universitaires.

1 Mesurer et comparer les niveaux de vie soulève de nombreuses questions

1.1 Comment définir un ménage?

Le ménage est défini comme un ensemble de personnes qui, vivant dans le même logement, mettent en commun leurs ressources et mutualisent leurs dépenses. Les personnes à charge sont celles qui contribuent peu ou pas aux ressources du ménage, mais pour lesquelles les dépenses de logement, de nourriture, d'habillement, d'éducation sont prises en charge par celui-ci. Les enfants sont considérés comme à charge de leurs parents. Cette définition pose problème dans plusieurs situations. C'est le cas des jeunes adultes qui décohabitent, mais demeurent encore dépendants financièrement de leurs parents. C'est le cas également des enfants de parents séparés qui peuvent avoir plusieurs domiciles.

1.2 Quelles ressources?

Les échelles d'équivalence s'appliquent au revenu disponible des ménages. Celui-ci comprend les différents revenus du ménage (revenus d'activité, revenus du patrimoine, transferts privés entre ménages et prestations sociales) desquels sont soustraits les impôts (impôts sur le revenu, taxe d'habitation, CSG, etc.)¹⁰. En revanche, le revenu disponible n'inclut généralement pas les loyers imputés que les ménages propriétaires-occupant n'ont pas besoin de verser et qui constituent néanmoins un revenu du patrimoine¹¹. C'est l'une des limites de l'analyse monétaire. Les échelles d'équivalence s'inscrivent dans un cadre institutionnel particulier et dans une situation économique donnée. La socialisation plus ou moins importante de certaines dépenses (les dépenses d'éducation, de santé, la garde des jeunes enfants, le logement, les retraites, etc.) s'avère déterminante sur la valeur des coefficients de l'échelle d'équivalence. Ainsi, les estimations ne sont pas transposables, *a priori*, d'un pays à un autre ou d'une période historique à une autre. Par exemple, le coût d'un jeune adulte (18-25 ans) à charge sera probablement très différent en France où les dépenses liées à l'enseignement supérieur sont largement socialisées qu'aux États-Unis, où elles sont, pour l'essentiel à la charge des ménages.

¹⁰Selon la définition de l'Insee.

¹¹L'Insee publie des statistiques portant sur les niveaux de vie incluant les loyers imputés. Néanmoins, ces dernières sont moins robustes que les niveaux de vie « hors loyer imputés » en raison de l'incertitude liée à l'estimation de ces montants qui ne sont, par définition, pas observés.

1.3 Quelles économies d'échelle pour quelles dépenses ?

Certains biens peuvent être considérés comme des biens collectifs au sein du ménage¹². En conséquence, l'arrivée de nouveaux membres dans le ménage n'entraîne pas de nouvelles dépenses de consommation de ce bien. Sa consommation est source d'économies d'échelle. Le chauffage peut être qualifié de bien collectif. A l'opposé, la consommation de biens individuels, caractérisée par l'exclusion d'usage et la rivalité (par exemple les aliments), est proportionnelle à la taille du ménage. Entre ces deux catégories de biens, se trouvent des biens mixtes dont la consommation peut être non rivale mais caractérisée par l'exclusion d'usage (le loisir par exemple) et d'autres pour lesquels la consommation est rivale mais pour lesquels l'usage est non exclusif (comme une baignoire). La plupart des biens occupent une position intermédiaire. Le vêtement peut être considéré comme un bien individuel mais il peut se rapprocher d'un bien collectif lorsque les vêtements s'échangent entre les membres du ménage (notamment au sein de la fratrie). Il existe d'autres formes d'économies d'échelle lorsqu'un ménage de grande taille bénéficie de tarifs plus avantageux grâce à des achats en quantité importante ou de tarifs sociaux (carte famille nombreuse par exemple). Des économies peuvent également être dégagées concernant le travail domestique dans la mesure où un ménage de grande taille dispose potentiellement de davantage de temps libre : le temps consacré aux tâches domestiques (ménage, cuisine, etc.) ne croît pas proportionnellement avec la taille de celui-ci. [Gardes *et al.* \(2015\)](#) montrent que les économies d'échelle réalisées dans un ménage en termes de travail domestique sont plus importantes que celles associées aux dépenses monétaires. A partir de données anglaises, [Couprié et Ferrant \(2015\)](#) ont montré que deux personnes vivant seules séparément ont besoin de plus de deux heures supplémentaires par jour pour atteindre le même niveau d'utilité qu'ils auraient eu s'ils vivaient en couple. L'ampleur de ce type d'économies d'échelle dépend de la configuration du ménage. Elles sont potentiellement moindres dans le cas d'un foyer monoparental que dans celui d'un couple. Dans certains cas, la charge d'une personne dépendante (nourrisson, enfant non scolarisé, personne âgée) intensifie les charges domestiques, ce qui engendre alors des déséconomies d'échelle : la naissance d'un enfant accroît la charge de travail domestique, et ce surcroît de travail repose sur les femmes ce qui accentue le déséquilibre dans le partage des tâches domestiques et familiales ([Pailhé et Solaz, 2010](#); [Régnier-Loilier, 2010](#)). Les échelles d'équivalence ne prennent pas en compte les coûts indirects liés à un moindre investissement dans la vie professionnelle et/ou au retrait partiel ou total de l'activité professionnelle de l'un des parents ([Thevenon, 2009](#)). Or ces coûts de renoncement à la carrière sont importants et sont supportés essentiellement par les femmes, ce qui pèse sur l'égalité des sexes ([Meurs *et al.*, 2010](#)).

¹²Un bien est dit « collectif » si sa consommation est non exclusive et non rivale.

2 Les échelles d'équivalence les plus utilisées

Trois échelles d'équivalence sont couramment utilisées dans la littérature économique et institutionnelle. Elles donnent un poids plus ou moins important aux économies d'échelle réalisées au sein du ménage (tableau 1). L'échelle dite « d'Oxford » s'est imposée dans la littérature à partir des années 1950 (Hourriez et Olier, 1997). En 1982, un rapport de l'OCDE en préconise l'utilisation, ce qui explique son autre appellation : « échelle de l'OCDE ». Avec cette échelle, le premier adulte d'un ménage se voit attribuer 1 unité de consommation, chaque adulte additionnel 0,7 unité et chaque enfant (personne de moins de 14 ans) 0,5 unité. La somme de ces unités donne le nombre d'équivalents-adultes dans le ménage. Au début des années 1990, l'OCDE opte pour une nouvelle échelle de référence qui attribue à chaque ménage un nombre d'équivalents-adultes égal à la racine carrée du nombre d'individus vivant dans ce ménage. Le calcul de l'échelle en « racine de N » (où N est le nombre de personnes du ménage) ne nécessite pas de connaître l'âge des personnes ce qui en facilite l'utilisation. De son côté, Eurostat, qui a pour objectif de produire des statistiques harmonisées au niveau européen, a progressivement remplacé au cours des années 1990 l'échelle d'Oxford par une autre échelle, dite « échelle de l'OCDE-modifiée » (bien que l'OCDE ne l'utilise pas ou peu) qui émerge alors dans la littérature (Hagenaars *et al.*, 1994). Cette échelle considère que les économies d'échelle réalisées dans le ménage sont plus importantes que ne le suppose l'échelle d'Oxford, et attribue un poids plus faible aux individus additionnels : 0,5 pour les autres adultes (plutôt que 0,7) et 0,3 pour les enfants de moins de 14 ans (plutôt que 0,5) (tableau 1). Depuis les années 2000, la Caisse nationale des allocations familiales (Cnaf) utilise une autre échelle d'équivalence, dite « échelle de la Cnaf » qui ajoute à l'échelle de l'OCDE-modifiée 0,2 unité de consommation pour les foyers monoparentaux (quel que soit le nombre d'enfant à charge). Cette échelle est peu utilisée dans la littérature et sa portée se limite au cadre institutionnel français.

Ces échelles d'équivalence sont principalement utilisées pour le calcul de statistiques relatives aux niveaux de vie des ménages. Le seuil de pauvreté est fixé à 60 % du niveau de vie médian. Les ménages dont le niveau de vie est situé en dessous de ce seuil sont considérés comme pauvres. La proportion d'individus concernés donne le taux de pauvreté. En 2019 le niveau de vie médian s'établissait à 1 840 euros mensuels pour une personne seule, le seuil de pauvreté à 1 100 euros mensuels et le taux de pauvreté à 14,6 % de la population (Guidevay et Guillaneuf, 2021). L'utilisation de l'une ou l'autre des échelles a peu de conséquences sur le niveau de la pauvreté ou la mesure des inégalités. En revanche, la composition de la population pauvre est sensible au choix de l'échelle utilisée. Le choix de l'échelle d'Oxford plutôt que celle de l'OCDE-modifiée (qui est celle utilisée aujourd'hui par la statistique publique française) a pour conséquence d'accroître fortement la proportion des familles nombreuses

parmi les ménages pauvres (Accardo, 2007). En outre, à l'exception de l'échelle de la Cnaf, aucune de ces échelles n'attribue de traitement spécifique aux foyers monoparentaux. Seul le nombre de personnes composant le ménage, et éventuellement leur âge, est pris en compte, et non leurs liens familiaux. Un couple se voit donc attribuer le même nombre d'unité de coefficient qu'un foyer monoparental avec un enfant de plus de 14 ans à charge. Or les économies d'échelle sont potentiellement moindres dans le cas du foyer monoparental (HCFEA, 2015).

TABLEAU 1 : Échelles d'équivalence couramment utilisées

	Échelle d'Oxford		Échelle de l'OCDE modifiée		Échelle en racine de N	Échelle de la Cnaf	
	- de 14 ans	+ de 14 ans	- de 14 ans	+ de 14 ans		- de 14 ans	+ de 14 ans
<i>Âge des enfants</i>					-		
Personne seule	1		1		1	1	1
Couple sans enfant		1,7		1,5	1,41		1,5
Couple + 1 enfant	2,2	2,4	1,8	2,0	1,73	1,8	2,0
Couple + 2 enfants	2,7	3,1	2,1	2,5	2	2,1	2,5
Foyers monoparentaux							
Adulte + 1 enfant	1,5	1,7	1,3	1,5	1,41	1,5	1,7
Adulte + 2 enfants	2,0	2,4	1,6	2,0	1,73	1,8	2,2

Lecture : Selon l'échelle d'équivalence d'Oxford, un couple représente 1,7 unité « équivalent adulte » contre 1,5 pour l'échelle de l'OCDE contre 1,41 pour l'échelle en racine de N et contre 1,5 pour l'échelle de la Cnaf.
Source : Martin [2015].

3 Les principales critiques adressées aux échelles d'équivalence

Construites après la Seconde Guerre mondiale en se fondant sur des cas types de ménages vivant en couple avec ou sans enfant, les échelles d'équivalence font l'objet de critiques théoriques et empiriques (pour une revue de littérature sur les échelles d'équivalence, voir notamment Lechene (1993)).

3.1 Les critiques théoriques

La première catégorie de critiques concerne les hypothèses nécessaires à leur construction.

L'une d'entre elles consiste à supposer une mise en commun intégrale des ressources au sein du ménage. Or cette hypothèse est contestable (Ponthieux, 2012). Des données européennes et françaises sur le partage des ressources financières au sein des ménages ont permis de montrer que les modalités de leur mise en commun peuvent varier sensiblement. Les couples mettent plus souvent leurs revenus totalement en commun que d'autres types de ménages. Néanmoins en France, par exemple, moins de deux tiers des couples déclarent mettre intégralement en commun leurs ressources (Ponthieux, 2013). Cette hypothèse revient également à considérer que tous les membres d'un ménage jouissent du même niveau de vie, ce qui masque les inégalités entre les individus (inégalités femmes-hommes dans les couples par exemple) et pose le problème de l'agrégation des utilités des différents individus du ménage. Par ailleurs des transferts entre personnes appartenant à un même ménage peuvent conduire à une vision plus complexe de la notion de niveau de vie (un parent isolé peut sacrifier une partie de son niveau de vie au profit de son enfant par exemple). Les modèles familiaux collectifs constituent une approche alternative répondant à ces critiques (Bourguignon, 1993; Browning *et al.*, 2013; Vermeulen et Watteyne, 2006). Cette approche reconnaît explicitement que le ménage est constitué de plusieurs individus qui possèdent chacun leurs préférences et leur fonction d'utilité propres. Plusieurs contributions récentes proposent le concept « d'échelle d'indifférence » qui consiste à comparer l'utilité d'un même individu dans deux situations familiales différentes (Browning *et al.*, 2013; Chiappori, 2016). Par ailleurs, les échelles d'équivalence assimilent niveau de vie et bien-être, par conséquent la charge liée à la présence d'enfant est difficile à interpréter, car la présence d'enfants est perçue comme un coût sans tenir compte du gain en bien-être que procure la parentalité (Pollak et Wales, 1979).

Une autre hypothèse limite l'analyse aux seuls revenus monétaires des ménages. Les femmes inactives dans le couple sont considérées comme à charge de leur conjoint alors même qu'elles contribuent, surtout en présence de jeunes enfants, aux ressources du ménage via le travail domestique et familial qu'elles fournissent. Ne pas prendre en compte la valeur du travail domestique supplémentaire réalisé dans les couples mono-actifs peut conduire à sous-estimer leur niveau de vie relativement aux couples bi-actifs. Des travaux récents indiquent qu'en moyenne le surcroît de travail domestique affecte le niveau de vie des couples mono-actifs : les couples mono-actifs réalisent toutes choses égales par ailleurs 1 heure supplémentaire de travail domestique par jour par rapport à un couple bi-actif à temps plein, ce qui correspond à environ 2 700 euros par an pour une valorisation au Smic horaire brut (Allègre *et al.*, 2015).

Enfin, les échelles d'équivalence les plus utilisées supposent que les rendements d'échelle réalisés au sein du ménage ne dépendent pas du revenu, avec pour conséquence que le « coût » d'un enfant à charge augmente avec le niveau de vie du ménage. A titre

d'exemple, le « coût » d'un enfant de moins de 14 ans pour une personne seule, évalué à partir de l'échelle OCDE-modifiée, correspond à 30 % de son niveau de vie, soit 330 euros par mois si le niveau de vie du ménage est proche du seuil de pauvreté, 550 euros par mois si le niveau de vie du ménage est proche du niveau de vie médian et 1 000 euros par mois si le ménage appartient au dernier décile de la distribution des niveaux de vie. Or cette approche est contestée par certains travaux (Favrat *et al.*, 2015; Koulovatianos *et al.*, 2004). Martin et Périvier (2015) montrent qu'à partir d'un certain niveau de revenu, la perte de niveau de vie ressenti due à la présence d'enfant est stable. Néanmoins, ne pas poser cette hypothèse implique de définir autant d'échelles que de tranches de niveau de vie ce qui complexifie grandement l'analyse.

3.2 Les critiques empiriques

La seconde catégorie de critiques met en avant l'inadéquation des échelles d'équivalence actuelles pour prendre en compte les besoins spécifiques liées à des situations particulières (comme le cas des personnes handicapées, ou encore la présence d'enfant non scolarisés) ou encore à certaines configurations familiales, notamment celles liées aux séparations et recompositions des familles (Henman et Mitchell, 2001). A l'exception de l'échelle de la Cnaf, aucune des échelles parmi les plus utilisées n'attribue de traitement spécifique aux foyers monoparentaux. Seul le nombre de personnes composant le ménage, et éventuellement leur âge, est pris en compte, et non leurs liens familiaux. Un couple se voit donc attribuer le même nombre d'unités de consommation qu'un foyer monoparental avec un enfant de plus de 14 ans à charge. Or les économies d'échelle sont potentiellement moindres dans le cas du foyer monoparental (HCFEA, 2015).

Cette critique pose d'autant plus problème que depuis plusieurs décennies les ruptures conjugales sont de plus en plus fréquentes. Moins de 5 % des couples formés dans les années 1950 se sont séparés dans les dix ans suivant l'union contre 20 % pour ceux formés en 1980 (Vanderschelden, 2006). Le nombre de foyers monoparentaux a ainsi triplé depuis 1968¹³. En 1990, ils représentaient moins de 13 % des ménages avec enfant contre près de 22 % en 2011¹⁴. En parallèle, le nombre de personnes vivant seules mais ayant un ou des enfants à charge qui résident dans le logement de l'autre parent a augmenté. La garde étant le plus souvent confiée à la mère, les femmes sont davantage concernées par la première situation et les hommes par la seconde. De même les familles dites recomposées sont de plus en plus nombreuses.

Malgré les faiblesses empiriques et théoriques des échelles d'équivalence, aucune approche alternative ne s'est avérée convaincante (Commission, 2011). De fait elles sont in-

¹³Insee, Recensements de la population de 1962 à 1999, enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2007.

¹⁴Insee, Recensements de la Population de 1990 et 2011.

contournables pour appréhender le niveau de vie des ménages (Bourguignon, 1993).

4 Les principaux apports de cette thèse sur la question des niveaux de vie

Les deux chapitres qui suivent traitent des difficultés que pose l'estimation de ces échelles. Le **chapitre 1** dresse un panorama des méthodes disponibles et met en lumière les fragilités des estimations auxquelles elles conduisent. Il s'inscrit dans la continuité de travaux plus anciens, mais fournit un apport à la littérature existante sur trois plans. D'abord des données plus récentes sont mobilisées. Ensuite, de nombreux tests de robustesse sont menés sur les modèles estimés. Enfin, des intervalles de confiance, dont les calculs sont parfois complexes, sont fournis pour les estimations. Le **chapitre 2** se concentre sur la question de l'adéquation des échelles actuelles à la mesure du niveau de vie des foyers monoparentaux et des parents non-hébergeant vivant seuls. Au moment où ses travaux ont été publiés, la question du calcul du niveau de vie de ces ménages n'avait jamais été abordée dans la littérature. Une étude très récente est venue compléter et enrichir les travaux présentés dans cette thèse (Pinel *et al.*, 2023). Elle a été publiée pendant la période de rédaction de ce mémoire de thèse ce qui explique qu'elle soit peu citée. Elle s'appuie sur des données plus riches qui n'étaient pas disponibles au moment où les travaux présentés ici ont été menés.

Chapitre 1

Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence?¹

Résumé du chapitre

Ce chapitre s'intéresse aux méthodes d'estimation des échelles d'équivalence. Pour estimer ces échelles, deux approches sont possibles : une approche « objective », basée sur la modélisation des dépenses de consommation des ménages ou une approche « subjective », qui s'appuie sur le ressenti des ménages concernant leur niveau de vie. C'est cette dernière qui est privilégiée ici.

A partir des données de la série des enquêtes *Budget de famille* de l'Insee sur la période 1995-2011, les différentes estimations présentées mettent en lumière la sensibilité des résultats à la spécification des modèles, au champ des estimations, au choix des indicateurs de niveau de vie retenus, et à des conventions concernant le calcul du coût associé aux enfants à la charge des ménages.

Il en ressort que l'approche subjective ne permet pas d'identifier de manière robuste une échelle d'équivalence unique. Elle donne en revanche une indication d'un « ordre des possibles » – par exemple, un équivalent-adulte allant de 0,2 à 0,8 pour un enfant de moins de 14 ans – qui, à la différence des échelles d'équivalence les plus couramment utilisées, ne repose pas sur un choix conventionnel. Ainsi, pour la conduite des études mobilisant ces outils comme pour les choix de politiques publiques il semble préférable d'utiliser un jeu d'échelles d'équivalence plutôt qu'une échelle unique.

¹Ce chapitre a donné lieu à une publication dans une revue à comité de relecture : Martin, H. (2017). « Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence? », *Économie et Statistique*, 491-492, pp.101-117.

Sommaire du chapitre

1	Introduction	41
2	Deux approches pour estimer une échelle d'équivalence	41
3	Des estimations fondées sur une approche subjective	44
4	Quel seuil d'âge pour les enfants?	50
5	Un « ordre des possibles » pour les échelles d'équivalence	54
6	Quelle sensibilité des indicateurs au choix de l'échelle d'équivalence?	56
7	Conclusion	57
	Annexes	59
1.A	Les variables de contrôle des modèles estimés	59
1.B	Estimations des échelles d'équivalence en modifiant successivement le champ des estimations puis le champ des estimations et la définition du revenu par rapport à la méthode d'Hourriez et d'Olier	60

1 Introduction

Les échelles d'équivalence sont très utilisées en économie. Néanmoins leur estimation n'est pas aisée. La dernière publication consacrée à ce thème en France est un article paru à la fin des années 1990 (Hourriez et Olier, 1997). Dans celui-ci, les deux auteurs s'interrogent sur la pertinence d'un éventuel changement de l'échelle d'équivalence adoptée jusqu'alors (l'échelle d'Oxford à l'époque) pour produire les statistiques officielles concernant les niveaux de vie. Dans la lignée de cette contribution, ce chapitre examine les difficultés méthodologiques que soulèvent ces estimations. Il mobilise pour cela les données des dernières éditions de l'enquête *Budget de famille* de l'Insee (1995, 2001, 2006 et 2011). Les différentes estimations menées montrent l'intérêt de disposer d'un jeu d'échelles d'équivalence plutôt que d'une échelle d'équivalence unique. Les méthodes et les sources actuellement disponibles ne permettent pas de statuer sur une échelle d'équivalence unique mais donnent simplement un « ordre des possibles » des coefficients. Cet outil est donc à utiliser avec précautions.

2 Deux approches pour estimer une échelle d'équivalence

Dans la littérature, deux approches ont été développées pour estimer ces échelles : l'une dite « objective » et l'autre dite « subjective ».

L'approche objective consiste à modéliser la demande des ménages pour différents biens comme une fonction à la fois du revenu mais aussi de la composition du ménage (Engel, 1857; Rothbarth, 1943; Prais et Houthakker, 1957; Barten, 1964). Néanmoins pour être identifiés, ces modèles ont besoin d'une hypothèse identifiante, hypothèse qui revient implicitement à définir ce qu'est le niveau de vie, et celle-ci n'est pas vérifiable à partir de données d'enquête (Blundel et Lewbel, 1991; Bourguignon, 1993). Concrètement, il s'agit pour le statisticien de définir lui-même une mesure du niveau de vie du ménage. Deux grandes hypothèses ont été proposées dans la littérature. La première est l'hypothèse d'Engel (Engel, 1857) selon laquelle le niveau de vie d'un ménage dépend de la part de son budget qu'il consacre aux dépenses d'alimentation. Plus un ménage dépense une part importante de son budget en alimentation, plus son niveau de vie est faible. C'est donc le coefficient budgétaire associé à l'alimentation qui détermine le niveau de vie du ménage. Si cette hypothèse était crédible au XIXe siècle, quand l'alimentation représentait jusqu'à 80 % du budget des ménages, elle l'est beaucoup moins aujourd'hui dans un contexte où la structure de la consommation s'est diversifiée. La seconde est l'hypothèse de Rothbarth (Rothbarth, 1943), selon laquelle les dépenses en biens consommés exclusivement par les adultes pourraient être utilisées comme mesure du niveau de vie d'un ménage. Autrement dit plus un ménage dépense (en valeur

absolue) pour l'achat de biens destinés aux adultes, plus il dispose d'un niveau de vie élevé. Le problème pour le statisticien est alors d'isoler parmi les dépenses du ménage celles qui concernent exclusivement les adultes. Dans la littérature, les vêtements pour adulte ou encore les dépenses en tabac et alcool ont été les biens privilégiés.

Si elles ont l'intérêt de s'appuyer sur des données objectives (les dépenses de consommation des ménages), ces hypothèses sont critiquables sur plusieurs aspects. D'abord, le choix d'une mesure du niveau de vie est très largement conventionnel et l'échelle estimée reflète alors la définition du niveau de vie posée en amont par le statisticien. Ensuite, ces hypothèses ne tiennent pas compte de l'évolution des préférences des ménages quand la taille de ces derniers augmente. Or, par exemple, la naissance d'un enfant peut amener un couple à modifier son mode de vie et réduire fortement ses dépenses en « biens pour adulte » sans que cela ne soit lié à une diminution de son niveau de vie. Or même si l'hypothèse formulée sur la définition du niveau de vie apparaît globalement crédible, il suffit que la réalité s'en écarte même légèrement pour que les estimations soient faussées.

L'autre approche, dite « subjective », a été proposée pour la première fois dans la littérature par [Kapetyn et Van Praag \(1976\)](#). Elle sera privilégiée dans l'ensemble des travaux qui composent cette thèse. Son principal attrait est, contrairement à l'approche objective, de ne pas faire reposer les estimations sur une définition du niveau de vie posée de manière arbitraire par le statisticien ([Hourriez et Olier, 1997](#)). En effet, le niveau de vie attribué à chaque ménage reposera soit sur l'opinion qu'a ce ménage de son propre niveau de vie soit sur l'opinion moyenne de la population sur les niveaux de vie. Les variables mobilisées ne sont donc pas les dépenses des ménages mais des questions qui cherchent à saisir le ressenti sur le niveau de vie. De manière générale, cette approche a été moins utilisée dans la littérature par les économistes souvent enclins à accorder davantage de crédit à ce que font véritablement les individus qu'à ce qu'ils déclarent ([Accardo, 2007](#)). Néanmoins plusieurs auteurs ont mis en œuvre une approche subjective, à partir de questions qui interrogent directement les ménages sur leur niveau de vie ([Flik et Van Praag, 1991](#)) ou sur le niveau de revenu qu'ils considèrent comme minimum, moyen ou confortable pour un ménage tel que le leur ([Van Den Bosch, 1996](#)). En France, plusieurs travaux ont aussi eu recours à cette approche à l'image des études publiées par [Bloch et Glaude \(1983\)](#), [Glaude et Moutardier \(1991\)](#) et [Hourriez et Olier \(1997\)](#). Toutes s'appuient sur différentes éditions de l'enquête *Budget de famille*. Par rapport à la littérature existante l'apport de cette contribution est triple. D'abord, les estimations sont conduites sur les dernières éditions de l'enquête ce qui permet d'interroger l'évolution récente des coefficients estimés. Ensuite, des intervalles de confiance sont fournis ce que n'avaient pas été en mesure de produire les travaux précédents. Enfin de nombreux tests de robustesse sont menés.

Encadré : Le ressenti des ménages sur leur niveau de vie dans les enquêtes *Budget de famille* de l'Insee

L'enquête *Budget de famille* est une enquête quinquennale menée par l'Insee depuis 1979 auprès de la population métropolitaine vivant en ménage ordinaire^a. L'enquête a eu lieu en 1979, 1985, 1989, 1995, 2001, 2006, 2011 et 2017. Son objectif principal est d'étudier à la fois les revenus et les dépenses de consommation des ménages. Chaque ménage répondant consigne ses dépenses (notamment via les tickets de caisse) pendant une période de deux semaines^b. A cela s'ajoutent de nombreuses questions qui visent à collecter des informations sociodémographiques sur le ménage et à saisir son ressenti face à sa situation financière. Afin d'éviter des effets de saisonnalité sur la consommation des ménages, la collecte de l'enquête est répartie sur 12 mois en six vagues d'enquête. Trois variables, AISE, NIVEAU et RMINI peuvent être mobilisées pour estimer une échelle d'équivalence par une approche subjective.

La variable AISE correspond à la question suivante : « À propos de votre budget pouvez-vous me dire laquelle de ces propositions convient le mieux à votre cas ? »

- Vous êtes à l'aise (10 %)
- Ça va (29 %)
- C'est juste, mais il faut faire attention (43 %)
- Vous y arrivez difficilement (16 %)
- Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes (3 %)

La variable NIVEAU a été introduite lors de l'édition 1995 de l'enquête. Elle correspond à la question : « Comment pourriez-vous qualifier votre niveau de vie ? »

- Très élevé (0,6 %)
- Élevé (6 %)
- Moyennement élevé (46 %)
- Moyennement faible (32 %)
- Faible (12 %)
- Très faible (4 %)

Pour ces deux variables, les fréquences de réponse à chaque modalité pour l'édition 2011 sont indiquées entre parenthèses.

^aLa plupart des enquêtes *Budget de famille* portent exclusivement sur le territoire métropolitain mais certaines d'entre elles, à l'image de l'enquête de 2011 incluent un échantillon de ménages résidant dans les départements d'outre-mer (Guadeloupe, Guyane, Martinique, Réunion et Mayotte).

^bCette période a été raccourcie à une semaine pour les enquêtes postérieures à 2011.

Encadré (suite) : Le ressenti des ménages sur leur niveau de vie dans les enquêtes *Budget de famille*

La variable RMINI correspond à la question suivante : « Actuellement, quel est selon vous, le revenu mensuel minimal dont un ménage comme le vôtre doit absolument disposer pour pouvoir simplement subvenir à ses besoins? ». Contrairement aux deux précédentes, RMINI est une variable continue et elle est présente sous la même forme dans toutes les éditions de l'enquête depuis 1979. À titre indicatif, dans l'édition 2011, la moyenne de cette variable est de 2 230 euros mensuels (elle varie évidemment avec la taille du ménage). Cette variable est plus difficile à utiliser puisqu'elle ne donne pas directement une mesure du niveau de vie du ménage.

Jean-Michel Hourriez (Hourriez, 1996) montre que les réponses fournies par les ménages à ces différentes questions sont cohérentes entre elles (les corrélations sont fortes) et qu'elles varient dans le sens attendu lorsqu'elles sont croisées avec d'autres variables sociodémographiques (notamment le revenu et le nombre d'individus qui composent le ménage).

3 Des estimations fondées sur une approche subjective

Dans l'enquête *Budget de famille*, trois variables permettent de saisir le niveau de vie ressenti d'un ménage : AISE, NIVEAU et RMINI. Les deux premières interrogent le ménage sur son sentiment respectivement par rapport à sa situation financière et par rapport à son niveau de vie. La troisième consiste à lui demander le revenu minimum qu'il estime nécessaire pour qu'un ménage comme le sien puisse subvenir à ses besoins (encadré).

Cette approche soulève plusieurs problèmes liés au ressenti des individus et à la façon dont ces derniers comprennent et répondent aux questions posées. Ces limites ont déjà fait l'objet d'une littérature abondante (Accardo, 2020). Il est néanmoins utile de mentionner les principales ici. Le phénomène d'adaptation des préférences implique que des personnes peuvent surévaluer leurs conditions de vie : l'habitude d'un mode de vie peut les conduire à réduire leurs aspirations pour in fine ne plus percevoir des privations réelles (Sen, 1987). Ceci peut à l'inverse conduire à une surestimation des difficultés ressenties, si le mode de vie désiré n'est pas conforme aux ressources du ménage et que ce décalage conduit à un budget déséquilibré. De même, ces déclarations peuvent être influencées par une incapacité physique à consommer, liée par exemple à un handicap ou à la vieillesse, ce qui peut conduire à une révision à la baisse des aspirations et de fait à un niveau de vie ressenti sous-estimé (Fleurbaey *et al.*, 1997). Enfin, les déclarations des individus interrogés sont sensibles au contexte économique, à des changements de situation individuelle (divorce, rupture, licenciement, accident de la vie, etc.) et plus généralement à leur perception du futur. Finalement avec l'approche par les niveaux de vie ressentis, si le statisticien ne pose pas lui-même

directement une définition du niveau de vie (comme c'est le cas avec les approches objectives) il le fait indirectement via la formulation des questions et des modalités de réponse proposées.

Précisément, l'approche subjective repose sur la modélisation d'un indicateur de niveau de vie, ou fonction d'utilité inobservée, U du ménage, fonction croissante de son revenu R et décroissante de sa taille N . Les paramètres de cet indicateur du niveau de vie U sont estimés à l'aide d'un modèle logistique ordonné sur les variables AISE et NIVEAU². L'indicateur de niveau de vie correspond alors à la variable latente du modèle. Des variables sociodémographiques sont également introduites afin de contrôler du mieux possible de l'hétérogénéité observée des ménages. Elles sont détaillées dans l'annexe 1.A. Ces variables sont regroupées dans les équations par le terme *controls* (avec le paramètres associé). L'indicateur de niveau de vie s'écrit

$$U(R, N) = \alpha * \log(R) + \beta * N + \gamma * \log(N) + \text{controls} + \epsilon$$

L'idée est d'identifier le surplus de revenu nécessaire pour maintenir le niveau de vie du ménage lorsqu'une personne supplémentaire est à sa charge. Autrement dit, par quel facteur multiplicatif $m(N)$ faut-il multiplier le revenu R d'une personne seule afin qu'elle conserve le même niveau de vie lorsqu'elle a $N-1$ individus supplémentaires (conjoint ou enfant) à charge? Algébriquement, cela revient à résoudre l'équation suivante :

$$U(R, 1) = U(R * m(N), N)$$

Au final, sont obtenus des facteurs multiplicatifs, ou encore échelles d'équivalence, de la forme :

$$m(N) = N^{-\frac{\gamma}{\alpha}} * e^{(1-N) * \frac{\beta}{\alpha}}$$

Afin de tenir compte de l'âge des enfants, Hourriez et Olier définissent N comme la taille « corrigée » du ménage. Ils notent $N_{moinsde14ans}$ le nombre d'enfants de moins de 14 ans du ménage et $N_{14ansetplus}$ le nombre de personnes (enfants et adultes) de 14 ans ou plus de ce même ménage. Après estimation du facteur de pondération relatif aux enfants de moins de 14 ans, les auteurs retiennent pour la taille corrigée du ménage :

$$N = 0,55 * N_{moinsde14ans} + N_{14ansetplus}$$

Dans un premier temps, cette définition de la taille corrigée du ménage avec un facteur de pondération de 0,55 sera reprise, afin d'utiliser une méthodologie comparable à celle des

²Lorsque que ce niveau de vie dépasse un certain seuil, le ménage change de modalité de réponse aux questions sous-jacentes à ces variables.

auteurs. La dernière partie de cette étude discutera ce choix du facteur de pondération de 0,55 et celui du seuil de 14 ans pour les enfants.

Contrairement aux variables AISE et NIVEAU, la variable RMINI est une variable continue. Dans ce cas, suivant la méthode proposée par [Kapetyn et Van Praag \(1976\)](#), l'indicateur de niveau de vie du ménage est défini comme $U = \log\left(\frac{R}{R_{\text{MINI}}}\right)$ où R désigne toujours le revenu du ménage. Le niveau de vie du ménage est donc déterminé par le rapport entre le revenu dont il dispose effectivement et celui qu'il estime nécessaire pour subvenir à ses besoins. Un ménage dont le revenu est inférieur au revenu qu'il estime minimal pour subvenir à ses besoins se voit attribuer un faible niveau de vie. À l'inverse, si son revenu est très supérieur à ce revenu minimal, son niveau de vie sera considéré comme élevé. Le modèle estimé est alors une régression linéaire :

$$\log(R_{\text{MINI}}) = \text{constante} + \alpha * \log(R) + \beta * N + \gamma * \log(N) + \text{controles} + \epsilon$$

Ce qui équivaut à :

$$U(R, N) = \log\left(\frac{R}{R_{\text{MINI}}}\right) = -\text{constante} + (1 - \alpha) * \log(R) - \beta * N - \gamma * \log(N) - \text{controles} - \epsilon$$

Les échelles d'équivalence associées sont alors de la forme :

$$m(N) = N^{-\frac{\gamma}{\alpha-1}} * e^{(1-N) * \frac{\beta}{\alpha-1}}$$

Dans un premier temps, la méthode d'estimation d'Hourriez et Olier est reprise à l'identique. Les modèles, les variables de contrôle utilisées (annexe 1.A) et le champ des estimations sont donc identiques. Celui-ci porte sur l'ensemble des ménages constitués d'une personne seule, d'un couple avec ou sans enfant de moins de 25 ans à charge et de familles monoparentales (avec des enfants âgés de moins de 25 ans). La définition du revenu utilisée par les auteurs (il s'agit d'un revenu avant impôt déclaré) est conservée. Les estimations sont pondérées par le jeu de pondération fourni par les enquêtes³. L'objectif de ce raisonnement « à méthodologie constante » est double. D'abord s'interroger sur les évolutions des échelles d'équivalence au cours du temps en conduisant les mêmes estimations sur des données plus récentes. Ensuite, fournir des intervalles de confiance pour les estimations des coefficients (ce que n'avaient pas été en mesure de faire les auteurs). Ces derniers sont obtenus en ayant recours à la méthode delta qui permet d'obtenir des estimateurs de la variance pour des transformations non linéaires des paramètres estimés. Ces intervalles sont précieux pour apprécier l'évolution des échelles d'équivalence entre 1995 et 2011. Hourriez et Olier avaient fait le choix d'utiliser essentiellement la variable AISE pour leurs estimations. C'est pourquoi

³Il n'a pas été possible de savoir si les estimations menés par Hourriez et Olier étaient pondérées.

sont d'abord présentés les résultats obtenus en utilisant cet indicateur (table 1.1).

TABLEAU 1.1 : Estimations d'échelle d'équivalence avec l'indicateur AISE par la méthode d'Hourriez et Olier

Composition du ménage	Échelle OCDE-modifiée	H&O 1997 1995	1995	2001	2006	2011
Personne seule	1	1	1	1	1	1
Couple sans enfant	1.5	1.42	1.42 [1.33 ; 1.50]	1.44 [1.37 ; 1.52]	1.51 [1.43 ; 1.59]	1.51 [1.41 ; 1.61]
Couple + 1 enfant de 14 ans et plus	2.0	1.86	1.86 [1.72 ; 2.00]	1.87 [1.75 ; 1.98]	2.02 [1.90 ; 2.15]	2.08 [1.91 ; 2.24]
Couple + 2 enfants de 14 ans et plus	2.5	2.38	2.37 [2.16 ; 2.59]	2.31 [2.13 ; 2.49]	2.60 [2.38 ; 2.81]	2.73 [2.44 ; 3.02]
Couple + 3 enfants de 14 ans et plus	3.0	3.00	2.98 [2.59 ; 3.36]	2.79 [2.46 ; 3.11]	3.24 [2.85 ; 3.63]	3.51 [2.95 ; 4.06]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en utilisant la méthode H&O 1997 sur l'enquête Budget de famille 2011, un couple sans enfant doit disposer d'un revenu égal à 1.51*R pour avoir le même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec enfants de moins de 25 ans et de familles monoparentales avec enfants de moins de 25 ans, soit 8 820 ménages en 1995, 9 479 ménages en 2001, 9 539 ménages en 2006 et 14 053 ménages en 2011.

Source : Hourriez & Olier (1997) et Insee, enquêtes Budget de famille 1995, 2001, 2006, et 2011.

Compte tenu des intervalles de confiance, il n'est pas possible de conclure à une évolution linéaire des échelles d'équivalence entre 1995 et 2011. Les intervalles de confiance donnent néanmoins une idée de la précision des estimations. Par exemple, pour un couple avec 2 enfants de 14 ans et plus à charge et avec les données de l'édition 2011 de l'enquête, l'intervalle de confiance s'établit entre 2,44 et 3,02.

Afin d'interroger la robustesse des estimations au choix de l'indicateur de niveau de vie, des estimations similaires ont été conduites à partir des variables NIVEAU et RMINI pour la dernière édition de l'enquête (tableau 1.2). Il en ressort une forte sensibilité des résultats. Les estimations sont même parfois contradictoires quand les intervalles de confiance ne se recoupent pas. C'est le cas notamment de certaines estimations issues de la variable RMINI dont les intervalles de confiance associés sont bien plus étroits que pour les estimations issues des autres indicateurs⁴. L'échelle obtenue à partir de la variable AISE est relativement proche de celle de l'OCDE modifiée malgré de larges intervalles de confiance. La variable NIVEAU, au contraire accorde un nombre d'unités de consommation plus faible aux familles : elle semble conclure à des économies d'échelle plus importantes que la variable AISE. La variable RMINI présente une forme non linéaire : chaque individu supplémentaire apporte un nombre très fortement décroissant d'unités de consommation (0,48 pour le premier puis 0,26, 0,11 et enfin 0,02 pour le quatrième).

⁴Cela s'explique par le caractère continu de la variable RMINI rendant possible l'estimation d'un modèle linéaire. A l'inverse les variables AISE et NIVEAU impliquent de recourir à un modèle logistique.

TABLEAU 1.2 : Estimations d'échelle d'équivalence pour les trois indicateurs de niveau de vie par la méthode d'Hourriez et Olier (enquête *Budget de famille* 2011)

Composition du ménage	Échelle d'équivalence			Estimation pour les trois indicateurs		
	Oxford	OCDE-modifiée	Racine de N	RMINI	NIVEAU	AISE
Personne seule	1	1	1	1	1	1
Couple sans enfant	1.5	1.7	1.41	1.48 [1.47 ; 1.50]	1.32 [1.23 ; 1.41]	1.51 [1.41 ; 1.61]
Couple + 1 enfant de 14 ans et plus	2.0	2.4	1.73	1.74 [1.72 ; 1.76]	1.60 [1.48 ; 1.73]	2.08 [1.91 ; 2.24]
Couple + 2 enfants de 14 ans et plus	2.5	3.1	2.00	1.85 [1.83 ; 1.87]	1.89 [1.70 ; 2.07]	2.73 [2.44 ; 3.02]
Couple + 3 enfants de 14 ans et plus	3.0	3.8	2.24	1.87 [1.84 ; 1.89]	2.18 [1.87 ; 2.49]	3.51 [2.95 ; 4.06]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en utilisant la méthode d'estimation H&O 1997 avec l'indicateur de niveau de vie NIVEAU, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.32*R pour avoir même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant, couples avec enfants de moins de 25 ans et de familles monoparentales avec enfants de moins de 25 ans, soit 14 053 ménages.

Source : Insee, enquête Budget de famille 2011.

La sensibilité des estimations au choix de l'indicateur de niveau de vie invite à s'interroger sur l'information saisie par ces variables. NIVEAU semble interroger plus directement le ménage sur son niveau de vie, mais cela suppose en amont que ce concept difficile à appréhender soit compris par les enquêtés. Les modalités médianes (niveau de vie « moyennement élevé » et « moyennement faible ») sont très majoritairement choisies par les ménages (près de 80 % d'entre eux), ce qui ne permet pas de bien discriminer les niveaux de vie. La variable AISE pose d'autres problèmes. Elle introduit des considérations presque objectives de gestion de trésorerie : le budget y est directement mentionné ainsi que la notion de dettes, et ces considérations peuvent être déconnectées de l'appréciation du niveau de vie. Par exemple, un ménage aisé peut déclarer un niveau de vie « élevé » ou « très élevé » et répondre « C'est juste mais ça va ». Enfin, en ce qui concerne RMINI, il est possible que les personnes interrogées entendent par « revenu » un revenu « ressenti » qui comprendrait les revenus d'activité ainsi que les principaux revenus de transfert (allocations chômage et pensions de retraite) mais qui serait aveugle aux autres prestations sociales (allocations familiales, aides au logement, aides à la petite enfance, etc.)⁵. L'approche subjective prend le parti d'estimer les échelles d'équivalence à partir de « l'utilité » (ou du niveau de vie) déclarée par le ménage. Si un enfant est désiré et apporte un surplus d'utilité, alors le « coût » de cet enfant pourrait être négatif (quand le surplus d'utilité excède les dépenses liées à l'enfant). Or la variable NIVEAU saisit plutôt un niveau de vie qui pourrait être assimilé à l'utilité totale du ménage alors que la variable AISE se focalise davantage sur les considérations financières. Finalement, bien que cela soit moins manifeste que pour l'approche objective, en mobilisant une approche subjective, le statisticien propose implicitement une définition du

⁵Cette hypothèse est proposée par Jean-Michel Hourriez (Hourriez, 1996).

niveau de vie via la formulation des questions.

Dans un second temps, l'objectif de cette étude est d'enrichir la méthodologie adoptée par Hourriez et Olier. Pour cela une analyse des principaux déterminants du niveau de vie ressenti des ménages a été menée (Hotte et Martin, 2015) et les choix suivants ont été opérés :

- Le champ des estimations est resserré. Plus précisément les familles monoparentales et les ménages dont la personne de référence est âgée de plus de 64 ans sont exclus. En effet, ces ménages ont des comportements de réponse particuliers aux questions AISE et NIVEAU (Martin et Périvier, 2015). Il s'agit donc de se limiter aux personnes seules et aux couples dont la personne de référence est âgée de 25 à 64 ans au moment de l'enquête.
- Ensuite, la notion de revenu disponible du ménage est préférée à celle de revenu avant impôt déclaré. Dans l'édition 2011 de l'enquête *Budget de famille*, les revenus sont obtenus par appariement avec les fichiers fiscaux et sociaux, ce qui garantit une meilleure fiabilité.
- Enfin, deux nouvelles variables de contrôle sont introduites (annexe 1.A) : l'évolution récente du niveau de vie du ménage et le patrimoine de celui-ci. Ces variables apparaissent comme des déterminants importants du niveau de vie ressenti (Hotte et Martin, 2015).

Dans la suite du texte, cet enrichissement sera désigné par « méthode d'Hourriez et Olier enrichie ».

TABLEAU 1.3 : Estimations d'échelle d'équivalence pour les trois indicateurs de niveau de vie par la méthode d'Hourriez et Olier enrichie

Composition du ménage	RMINI		NIVEAU		AISE	
Personne seule	1		1		1	
Couple sans enfant	1.43 [1.39 ; 1.48]		1.33 [1.20 ; 1.47]		1.56 [1.42 ; 1.70]	
Couple avec enfant						
Âge des enfants	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus
Couple + 1 enfant	1.57 [1.52 ; 1.61]	1.64 [1.58 ; 1.69]	1.51 [1.42 ; 1.70]	1.68 [1.49 ; 1.87]	1.93 [1.74 ; 2.12]	2.29 [2.05 ; 2.63]
Couple + 2 enfants	1.65 [1.61 ; 1.70]	1.71 [1.64 ; 1.77]	1.70 [1.62 ; 1.79]	2.07 [1.80 ; 2.33]	2.38 [2.12 ; 2.63]	3.27 [2.84 ; 3.70]
Couple + 3 enfants	1.70 [1.65 ; 1.76]	1.69 [1.61 ; 1.78]	1.90 [1.81 ; 2.00]	2.51 [2.06 ; 2.95]	2.89 [2.55 ; 3.23]	4.60 [3.73 ; 5.48]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en utilisant la méthode la méthode H&O enrichie avec l'indicateur de niveau de vie NIVEAU, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.33*R pour avoir le même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. L'estimation comporte 8 601 ménages pour la variable RMINI, 9 020 ménages pour la variable AISE et 8 932 ménages pour la variable NIVEAU (les différences s'expliquent par la non-réponse à ces variables).

Source : Insee, enquête Budget de famille 2011.

Les résultats soulignent de nouveau que le choix d'un indicateur plutôt que d'un autre

conduit à des estimations différentes. Il ressort aussi une forte sensibilité des estimations à la spécification des modèles (tableaux 1.2 et 1.3). En faisant évoluer à la marge le champ, la définition du revenu et les variables de contrôle introduites, les résultats des estimations s'avèrent différents. Par exemple, avec la variable AISE, un ménage composé d'un couple et de deux enfants de 14 ans et plus se voit affecter un coefficient de 3,27 avec la méthode enrichie contre 2,73 avec la méthode d'Hourriez et Olier. Pour mieux comprendre l'origine des écarts entre les deux méthodes, nous avons mené deux autres estimations en faisant varier d'abord uniquement le champ des estimations puis le champ et la définition du revenu. Les résultats (annexe 1.B) montrent que l'essentiel des variations s'explique par l'ajout des nouvelles variables de contrôle.

L'indicateur RMINI fournit des résultats très différents des indicateurs AISE et NIVEAU. Avec cette variable, chaque individu supplémentaire apporte un nombre très fortement décroissant d'unités de consommation. Dans l'estimation du modèle linéaire sur la variable RMINI, les paramètres β et γ , associés respectivement aux variables N et $\log(N)$ sont de signes contraires. L'échelle d'équivalence obtenue n'est donc pas strictement croissante en N . Ce résultat contre-intuitif amène à s'interroger sur la pertinence de l'indicateur. Dans une étude consacrée à RMINI, [Gardes et Loisy \(1997\)](#) montrent que les comportements de réponse des ménages varient sensiblement avec le revenu de ces derniers. Pour les ménages situés aux deux extrêmes de l'échelle des revenus (ménages les moins aisés et les plus aisés) RMINI correspond plutôt à une évaluation des besoins fondamentaux de subsistance. A l'inverse, pour les ménages intermédiaires RMINI est davantage synonyme d'une revendication d'accroissement du niveau de vie. Ces éléments suggèrent que le rapport entre le revenu du ménage et RMINI n'est pas un indicateur fiable du niveau de vie. C'est pourquoi la suite de l'étude se focalise sur les indicateurs AISE et NIVEAU.

4 Quel seuil d'âge pour les enfants ?

Les échelles d'Oxford et de l'OCDE modifiée postulent une rupture du « coût de l'enfant » à 14 ans. Dans le cas de l'échelle « ODCE modifiée », par exemple, un enfant de moins de 14 ans représente 60 % du coût d'un adulte⁶. Au-delà de 14 ans l'enfant est supposé « coûter » autant qu'un adulte. Ce seuil pouvait paraître adapté dans les années 1950 : le budget des ménages était alors consacré essentiellement aux dépenses d'alimentation, et l'âge de 14 ans marque l'entrée dans l'adolescence, moment où les besoins alimentaires deviennent comparables à ceux des parents. Or, ces dernières années, les dépenses liées à l'enseignement supérieur ont connu une forte croissance alors qu'elles ne concernaient qu'un nombre limité de ménages dans les années 1950. Il semble donc envisageable que les enfants âgés de

⁶ $0,3/0,5 = 0,6$

plus de 18 ans (qui accèdent à l'enseignement supérieur) engendrent des dépenses supplémentaires pour leur famille, et que la rupture du coût de l'enfant se déplace progressivement autour de 18 ans.

L'ensemble des résultats présentés précédemment reposent sur deux hypothèses fortes : une rupture du coût de l'enfant à 14 ans, et un coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans par rapport à un adulte de 0,55. Cette section interroge ces deux hypothèses. Afin d'estimer le coût des enfants en fonction de leur âge, Hourriez et Olier (1997) proposent la modélisation logistique ordonnée suivante pour la variable AISE :

$$U(R, N_{adultes}, N_{0-4}, N_{5-9}, N_{10-14}, N_{15-19}, N_{19-24}) = \alpha * \log(R) + \beta_1 * N_{0-4} + \beta_2 * N_{5-9} + \beta_3 * N_{10-14} + \beta_4 * N_{15-19} + \beta_5 * N_{19-24} + \beta_6 * N_{adultes} + \text{contrôles} + \epsilon$$

où les variables N_{x-y} désignent le nombre d'enfants à charge du ménage dont l'âge est compris entre x et y années et R le revenu avant impôt du ménage. Pour connaître le coût d'un enfant de la tranche d'âge $x-y$, on regarde par quel facteur c il faut multiplier le revenu d'une personne seule avec un enfant à charge dans cette tranche d'âge afin que ce ménage dispose du même niveau de vie qu'une personne seule. On résout alors,

$$U(R * c, N_{adultes} = 1, N_{x-y} = 1) = U(R, N_{adultes} = 1, N_{x-y} = 0)$$

Cela donne : $c = e^{\frac{-\beta_{x-y}}{\alpha}}$, où β_{x-y} désigne le paramètre associé à la variable N_{x-y} . Ce paramètre c fournit alors un coût de l'enfant en pourcentage du revenu pour une personne vivant seule. Dans une optique de comparabilité des résultats, la même méthodologie que celle d'Hourriez et Olier a été employée en utilisant les données des dernières éditions de l'enquête *Budget de famille* (tableau 1.4).

Les intervalles de confiance étant relativement larges, il est difficile d'identifier une évolution significative du coût de l'enfant par tranche d'âges entre 1979 et 2011. Toutefois, l'édition 2011 se distingue avec un coût de l'enfant entre 0 et 4 ans particulièrement élevé, et relativement faible pour les 20-24 ans. Pour tester la robustesse de ces résultats une estimation identique est conduite à partir de l'indicateur NIVEAU (tableau 1.5).

TABLEAU 1.4 : Estimations du coût ressenti pour un individu supplémentaire à charge en fonction de son âge avec la méthode d'Hourriez et Olier et avec l'indicateur de niveau de vie AISE (en %)

Âge de l'individu additionnel	Résultats d'Hourriez et Olier (1997)				Estimations avec la méthode H&O 1997			
	1979	1985	1989	1995	1995	2001	2006	2011
moins de 5 ans	21	20	18	12	21 [14 ; 28]	18 [12 ; 25]	17 [10 ; 24]	32 [21 ; 42]
5 à 9 ans	16	15	16	11	10 [4 ; 17]	17 [10 ; 23]	20 [14 ; 27]	22 [12 ; 31]
10 à 14 ans	22	18	20	18	18 [14 ; 28]	13 [7 ; 18]	12 [6 ; 19]	17 [8 ; 26]
15 à 19 ans	29	34	28	28	23 [15 ; 30]	19 [12 ; 25]	25 [18 ; 32]	29 [18 ; 40]
20 à 24 ans	45	38	49	41	36 [26 ; 46]	37 [27 ; 48]	42 [30 ; 53]	32 [18 ; 46]
25 ans et plus	43	47	45	44	42 [32 ; 52]	44 [36 ; 52]	50 [41 ; 58]	47 [37 ; 58]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : avec l'indicateur de niveau de vie AISE, une personne avec un enfant âgé de moins de 5 ans doit avoir un revenu de 32 % plus élevé que si elle était seule pour atteindre le même niveau de vie.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et de familles monoparentales avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. L'estimation comporte 8 820 ménages pour 1995, 9 479 ménages pour 2001, 9 539 ménages pour 2006 et 14 053 ménages pour 2011.

Source : Hourriez & Olier (1997) et Insee, enquêtes Budget de famille 1995, 2001, 2006, et 2011.

TABLEAU 1.5 : Estimations du coût ressenti pour un individu supplémentaire à charge en fonction de son âge avec la méthode d'Hourriez et Olier et avec l'indicateur de niveau de vie NIVEAU (en %)

Âge de l'individu additionnel	1995	2001	2006	2011
moins de 5 ans	20 [14 ; 27]	17 [11 ; 24]	14 [7 ; 21]	18 [9 ; 27]
5 à 9 ans	8 [3 ; 13]	8 [3 ; 13]	12 [6 ; 18]	13 [5 ; 22]
10 à 14 ans	18 [13 ; 24]	7 [2 ; 13]	10 [4 ; 17]	3 [- 3, 11]
15 à 19 ans	12 [6 ; 18]	16 [10 ; 21]	17 [10 ; 23]	18 [10 ; 26]
20 à 24 ans	26 [18 ; 33]	19 [12 ; 26]	27 [18 ; 37]	21 [10 ; 33]
25 ans et plus	39 [30 ; 47]	34 [27 ; 41]	35 [27 ; 43]	31 [22 ; 40]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en utilisant l'indicateur de niveau de vie NIVEAU, une personne avec un enfant de moins de 5 ans doit avoir un revenu de 18 % plus élevé que si elle était seule pour atteindre le même niveau de vie.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et de familles monoparentales avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. L'estimation comporte 8 682 ménages pour 1995, 9 422 ménages pour 2001, 9 483 ménages pour 2006 et 13 897 ménages pour 2011.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1995, 2001, 2006 et 2011.

Ici encore, les deux indicateurs du niveau de vie (AISE et NIVEAU) donnent des estimations différentes. Par exemple pour l'édition 2011 de l'enquête, avec NIVEAU, le coût ressenti de l'enfant âgé de 10 à 14 ans n'est même pas significativement différent de 0 (tableau 1.5) ce

qui est le cas de l'estimation issue de la variable AISE (tableau 1.4). De manière générale, le coût ressenti pour un enfant est plus faible avec la variable NIVEAU qu'avec la variable AISE. Deux seuils d'âge à partir desquels le coût de l'enfant augmente semblent se distinguer. Le premier se situe autour de 14 ans et le second autour de 20 ans. Néanmoins les valeurs prises par les intervalles de confiance et la sensibilité de l'estimation au choix de l'édition de l'enquête *Budget de famille* ne permettent pas de trancher pour l'un ou l'autre de ces seuils. Dans la suite de cette étude, le seuil de 14 ans a donc été conservé.

Concernant le coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans, noté μ , celui-ci intervient dans le calcul de la taille corrigée du ménage de la façon suivante :

$$N = \mu * N_{\text{Moinsde14ans}} + N_{\text{14ansetplus}}$$

μ désigne donc le rapport entre le coût de l'enfant de moins de 14 ans et le « coût » de l'adulte, $N_{\text{Moinsde14ans}}$ désigne le nombre d'enfants de moins de 14 ans du ménage et $N_{\text{14ansetplus}}$ le nombre d'individus (enfants et adultes) de 14 ans et plus de ce même ménage. Hourriez et Olier (1997) estiment μ à partir de la variable AISE en utilisant le modèle logistique ordonné suivant :

$$U(R, N) = \alpha * \log(R) + \beta * N_{\text{14ansetplus}} + \gamma * N_{\text{Moinsde14ans}} + \text{controls} + \epsilon$$

Le coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans est alors donné par le rapport $\mu = \frac{\gamma}{\beta}$. En travaillant à méthodologie constante avec Hourriez et Olier, les estimations obtenues à partir des dernières éditions de l'enquête *Budget de famille* permettent de s'interroger sur l'évolution de ce paramètre au cours du temps (tableau 1.6).

TABLEAU 1.6 : Estimation du coût relatif μ de l'enfant de moins de 14 ans pour les indicateurs de niveau de vie AISE et NIVEAU avec la méthodologie d'Hourriez et Olier

	Résultats d'Hourriez et Olier (1997)				Estimations avec la méthodologie H&O 1997			
	1979	1985	1989	1995	1995	2001	2006	2011
AISE	0.54	0.55	0.56	0.44	0.54 [0.41 ; 0.67]	0.57 [0.44 ; 0.70]	0.56 [0.43 ; 0.59]	0.77 [0.57 ; 0.96]
NIVEAU	-	-	-	-	0.71 [0.54 ; 0.87]	0.54 [0.38 ; 0.71]	0.59 [0.42 ; 0.76]	0.60 [0.35 ; 0.86]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : sur le champ des données de l'édition 2011 de l'enquête Budget de famille et en utilisant l'indicateur de niveau de vie NIVEAU et la méthode H&O 1997, le coût de l'enfant de moins de 14 ans relatif à celui de l'adulte est de 0.60.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et de familles monoparentales avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. Pour AISE, l'estimation comporte 8 820 ménages pour 1995, 9 479 ménages pour 2001, 9 539 ménages pour 2006 et 14 053 ménages pour 2011. Pour NIVEAU, l'estimation porte sur 8 682 ménages pour 1995, 9 422 ménages pour 2001, 9 483 ménages pour 2006 et 13 897 ménages pour 2011. Les différences s'expliquent par la non-réponse à ces variables.

Source : Hourriez & Olier (1997) et Insee, enquêtes Budget de famille 1995, 2001, 2006, et 2011.

Hourriez et Olier retiennent finalement une valeur de 0,55 pour le paramètre μ . Dans une optique de comparaison des résultats, c'est aussi cette même valeur qui a été dans un

premier temps retenue. Néanmoins, les estimations sur lesquelles repose ce choix sont fragiles (tableau 1.6). En fonction de l'édition de l'enquête Budget de famille sur laquelle est conduite l'estimation, de l'indicateur de niveau de vie retenu et en tenant compte des intervalles de confiance les valeurs possibles pour le paramètre μ s'échelonnent en fait entre 0,35 et 0,96. Or, la valeur choisie pour le paramètre conditionne elle-même très largement l'estimation des échelles d'équivalence puisqu'elle détermine la définition de la taille corrigée du ménage. Afin d'interroger la sensibilité des estimations au choix de la valeur retenue pour le paramètre, plusieurs estimations ont été conduites pour des valeurs différentes de ce paramètre. Les estimations sont menées à partir de l'indicateur AISE, de la dernière édition de l'enquête *Budget de famille* et de la méthode d'Hourriez et Olier enrichie. Il ressort cette fois une relative robustesse des résultats (tableau 1.7).

TABLEAU 1.7 : Estimation d'échelles d'équivalence par la méthodologie d'Hourriez et Olier enrichie en fonction de la valeur retenue pour le paramètre μ pour l'indicateur de niveau de vie AISE en 2011 (enquête *Budget de famille* 2011)

Composition du ménage	$\mu = 0.40$		$\mu = 0.55$		$\mu = 0.70$	
Personne seule	1		1		1	
Couple sans enfant	1.66 [1.54 ; 1.80]		1.56 [1.42 ; 1.70]		1.51 [1.36 ; 1.65]	
Couple avec enfant						
Âge des enfants	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus
Couple + 1 enfant	1.95 [1.90 ; 2.01]	2.42 [2.17 ; 2.66]	1.93 [1.74 ; 2.12]	2.29 [2.05 ; 2.63]	1.95 [1.84 ; 2.05]	2.17 [1.93 ; 2.42]
Couple + 2 enfants	2.26 [2.15 ; 2.36]	3.31 [2.85 ; 3.76]	2.38 [2.12 ; 2.63]	3.27 [2.84 ; 3.70]	2.50 [2.32 ; 2.68]	3.08 [2.68 ; 3.47]
Couple + 3 enfants	2.58 [2.43 ; 2.73]	4.39 [3.49 ; 5.29]	2.89 [2.55 ; 3.23]	4.60 [3.73 ; 5.48]	3.19 [2.93 ; 3.44]	4.32 [3.60 ; 5.05]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en utilisant la méthode H&O enrichie, avec l'indicateur de niveau de vie AISE et en fixant à 0.40 le coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.66*R pour avoir le même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. L'estimation porte sur 9 020 ménages.

Source : Insee, enquête Budget de famille 2011.

5 Un « ordre des possibles » pour les échelles d'équivalence

Une dernière estimation, qui se veut la plus juste possible (c'est-à-dire sans considérer le paramètre comme fixé a priori à 0,55 et en utilisant la méthode d'Hourriez et Olier enrichie) a été conduite à partir des données de la dernière édition de l'enquête *Budget de famille*. Le paramètre est estimé selon la méthode présentée plus haut. Deux intervalles de confiance sont fournis. Le premier est estimé par méthode delta en considérant comme figé le paramètre à la valeur issue de son estimation. Le second est estimé par bootstrap avec 999 répliques.

A chaque itération un échantillon est sélectionné avec remise. Sur cet échantillon une première estimation est conduite pour le paramètre puis une seconde pour estimer les coefficients de l'échelle d'équivalence. Pour cette seconde estimation la taille corrigée du ménage N est recalculée à partir de l'estimation de μ . Un écart-type peut alors être déduit. Cette méthode permet de tenir compte dans l'estimation de l'intervalle de confiance de l'incertitude inhérente à l'estimation du paramètre. L'écart entre les deux intervalles permet d'apprécier l'incertitude dans l'estimation des coefficients liée à l'incertitude propre à l'estimation du paramètre μ (tableau 1.8).

TABLEAU 1.8 : Estimation d'échelles d'équivalence pour les indicateurs de niveau de vie AISE et NIVEAU, avec une estimation préalable du paramètre μ avec la méthodologie d'Hourriez et Olier enrichie (enquête *Budget de famille* 2011)

Indicateur de niveau de vie	NIVEAU		AISE	
Estimation de μ	0.74 [0.35 ; 1.12]		0.88 [0.65 ; 1.11]	
Personne seule	1		1	
Couple sans enfant IC pour μ fixé IC pour μ estimé	1.32 [1.18 ; 1.44] [1.17 ; 1.45]		1.50 [1.37 ; 1.64] [1.37 ; 1.64]	
Couple avec enfant Âge des enfants	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus
Couple + 1 enfant IC pour μ fixé IC pour μ estimé	1.54 [1.43 ; 1.65] [1.36 ; 1.72]	1.62 [1.44 ; 1.81] [1.41 ; 1.84]	2.02 [1.90 ; 2.14] [1.81 ; 2.22]	2.09 [1.87 ; 2.31] [1.84 ; 2.35]
Couple + 2 enfants IC pour μ fixé IC pour μ estimé	1.78 [1.62 ; 1.94] [1.53 ; 2.03]	1.96 [1.72 ; 2.20] [1.65 ; 2.27]	2.63 [2.43 ; 2.83] [2.30 ; 2.97]	2.82 [2.49 ; 3.16] [2.39 ; 3.25]
Couple + 3 enfants IC pour μ fixé IC pour μ estimé	2.04 [1.84 ; 2.23] [1.68 ; 2.39]	2.33 [1.96 ; 2.70] [1.86 ; 2.81]	3.39 [3.10 ; 3.67] [2.82 ; 3.96]	3.74 [3.17 ; 4.31] [2.99 ; 4.50]

Note : deux intervalles de confiance sont présentés. Le premier, pour le paramètre μ fixé, est obtenu par méthode delta. Le second, qui intègre l'incertitude inhérente à l'estimation de ce paramètre, est obtenu par bootstrap avec 999 répliques.

Lecture : en utilisant la méthode H&O enrichie, avec l'indicateur de niveau de vie AISE le coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans est estimé à 0.88. Par ailleurs, en fixant ce coût à 0,88 il ressort que pour bénéficier du même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R , un couple doit disposer d'un revenu égal à $1.50 \cdot R$.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. L'estimation comporte 9 020 ménages pour la variable AISE et 8 932 ménages pour la variable NIVEAU (la différence provient de la non-réponse à ces variables).

Source : Insee, enquête Budget de famille 2011.

A partir de cette dernière estimation, il est possible de proposer un « ordre des possibles » des échelles d'équivalence borné par une échelle haute et une échelle basse (tableau 1.9). Pour cela, il faut tenir compte à la fois des intervalles de confiance et de la sensibilité de l'estimation au choix de l'indicateur de niveau de vie. Par souci de simplicité, la forme d'une échelle linéaire qui dissocie les unités de consommation associées aux enfants de moins de 14 ans de celles associées aux adultes a été privilégiée. L'échelle haute a été construite en considérant pour chaque situation familiale la borne haute des intervalles de confiance à 95 %. Le nombre d'unités de consommation considérées est de 1,64 pour un couple, 2,35

pour un couple et un enfant de 14 ans et plus, 3,25 pour un couple et deux enfants de 14 ans et plus et 4,50 pour un couple et trois enfants de 14 ans et plus. Le nombre d'unités de consommation attribuée à chaque adulte ou enfant 14 ans et plus supplémentaire et donc de 0,64 pour le premier, 0,71 pour le second, 0,9 pour le troisième et 1,25 pour le quatrième. Soit une moyenne de 0,875 arrondie à 0,9. Le même raisonnement permet de déduire le nombre d'unités de consommation associé aux enfants de moins de 14 ans. Une méthode symétrique est utilisée pour la construction de l'échelle basse. L'échelle centrale est obtenue à partir des moyennes des estimations issues des indicateurs NIVEAU et AISE⁷. Elle correspond à l'échelle de l'OCDE modifiée.

TABLEAU 1.9 : Gamme d'échelles d'équivalence : coefficients associés à une personne supplémentaire selon son âge

	Enfants de moins de 14 ans	Adultes et enfants de 14 ans et plus
Échelle haute	0.8	0.9
Échelle centrale (échelle OCDE-modifiée)	0.3	0.5
Échelle basse	0.15	0.2

Lecture : l'échelle haute attribue 0.8 unité de consommation à chaque enfant de moins de 14 ans à charge du ménage.

6 Quelle sensibilité des indicateurs au choix de l'échelle d'équivalence ?

L'élaboration de cette gamme pose la question de la sensibilité des principaux indicateurs de niveau de vie et de pauvreté au choix d'une échelle au sein de celle-ci. Cette section procède d'apporter de premiers éléments de réponse. Une estimation est conduite à partir des données de l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux* (ERFS) de l'Insee. Issue d'un appariement entre les données de l'enquête *Emploi* de l'Insee, les données fiscales (DGFIP) et les données sociales (Cnav, Cnaf et MSA) ce dispositif constitue la source de référence pour mesurer les niveaux de vie en France. A titre indicatif les indicateurs sont également calculés en utilisant l'échelle d'Oxford et celle en racine de N. L'estimation du taux de pauvreté est assez robuste à l'échelle retenue, oscillant entre 14,1 %, pour l'échelle de l'OCDE modifiée et 17,4 %, pour l'échelle haute de la gamme (tableau 1.10). En revanche, la composition de la population pauvre y est très sensible. L'échelle basse donne un taux de pauvreté particulièrement élevé pour les personnes seules alors que l'échelle haute, au contraire, conduit à un taux de pauvreté très faible chez cette sous-population. Symétriquement, le taux de pauvreté des couples avec enfant est élevé avec l'échelle haute alors qu'il est faible en utilisant

⁷Par exemple pour un couple sans enfant le nombre d'unités retenues est la moyenne de 1,32 et 1,50 soit, 1,41. Un tel calcul aurait conduit à un coefficient un peu plus élevé pour les enfants de moins de 14 ans (0,35) mais nous avons préféré conserver 0,3 pour se ramener à l'échelle de l'OCDE modifiée.

l'échelle basse qui accorde moins d'unités de consommation aux enfants. A noter que, quelle que soit l'échelle retenue le taux de pauvreté des familles monoparentales est très élevé.

TABLEAU 1.10 : Sensibilité des indicateurs de pauvreté aux échelles d'équivalence en 2014

	Échelle basse	OCDE modifiée (échelle centrale)	Échelle haute	Oxford	Racine de N
Niveau de vie médian médian (en €)	26 583	20 153	15 101	17 118	21 811
Seuil de pauvreté (en €)	15 950	12 092	9 061	10 271	13 087
Taux de pauvreté (en %)	15,6	14,1	17,4	15,1	14,3
Taux de pauvreté par catégorie de ménage (en %)					
Personne seule	36,2	16,0	7,1	10,3	21,0
Famille monoparentale	35,0	33,2	40,4	35,0	36,6
Couple sans enfant	7,1	5,7	3,7	5,0	6,3
Couple avec enfant	8,6	12,6	21,9	16,5	10,9

LECTURE : En 2014, le niveau de vie médian mesuré avec l'échelle de l'OCDE modifiée est de 20 153 euros.

SOURCE : Enquête revenus fiscaux et sociaux 2014, Insee; calculs de l'auteur.

7 Conclusion

L'objectif de ce chapitre est de souligner les limites inhérentes à l'estimation d'une échelle d'équivalence. L'approche objective pose problème puisqu'elle implique pour le statisticien de poser sa propre définition du niveau de vie d'un ménage. L'approche subjective soulève des difficultés différentes. D'abord, les intervalles de confiance des coefficients estimés sont particulièrement larges. Ensuite, les résultats des estimations dépendent du choix de l'indicateur de niveau de vie retenu. Or, il est difficile de trancher en faveur de l'un ou de l'autre. Enfin, ces estimations sont aussi sensibles aux spécifications des modèles. Au final, l'approche subjective ne permet pas de dégager une échelle d'équivalence unique. Il convient plutôt de parler d'un « ordre des possibles » défini par les intervalles de confiance issus des différentes estimations et d'utiliser un jeu d'échelles dont la construction constitue le principal apport de ce chapitre. Les chargés d'étude et chercheurs qui mobilisent des échelles d'équivalence dans le cadre de leurs travaux sont appelés à utiliser ces outils avec précautions. Il est préférable de tester systématiquement si les résultats obtenus sont robustes au choix d'une échelle plutôt que d'une autre dans l'ensemble de l'ordre des possibles. Le législateur doit également être conscient que le choix de l'échelle de l'OCDE modifiée – qui sous-tend la construction de nombreux indicateurs (comme le taux

de pauvreté ou la définition des ménages pauvres) et de certains dispositifs de politique publique – est très largement conventionnel.

Annexes

1.A Les variables de contrôle des modèles estimés

Pour les estimations qui reprennent la méthode d'Hourriez et Olier, les variables de contrôles sont les suivantes :

- le statut d'activité de la personne de référence du ménage sous la forme d'indicatrices pour le chômage, la retraite, et l'inactivité (hors retraités) ; l'emploi constitue la modalité de référence ;
- la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage sous la forme d'indicatrices pour les cadres, les indépendants, les professions intermédiaires et les ouvriers ; les employés ont été choisis comme modalité de référence ;
- la situation face au logement sous la forme d'indicatrices pour les propriétaires et les propriétaires accédant ; les locataires ont été choisis comme modalité de référence ;
- l'âge sous la forme d'indicatrices pour les tranches d'âges 18-29 ans, 30-39 ans, et plus de 50 ans ; la modalité 40-49 ans joue le rôle de référence ;
- une indicatrice pour les familles monoparentales ;
- une indicatrice de résidence à Paris ;
- une indicatrice de l'inactivité du conjoint.

Pour la méthode appelée « méthode d'Hourriez et Olier enrichie » les variables suivantes ont ajoutées :

- l'appréciation du ménage à propos de l'évolution récente de son niveau de vie sous la forme d'indicatrices si celui-ci déclare avoir subi une diminution forte de son niveau de vie, une diminution légère de son niveau de vie ou au contraire une amélioration de son niveau de vie ; la stabilité du niveau de vie constitue la modalité de référence.
- le patrimoine du ménage sous la forme d'indicatrices pour les patrimoines inférieurs à 100 000 euros et les patrimoines supérieurs à 500 000 euros ; les patrimoines compris entre 100 000 et 500 000 euros jouent le rôle de référence.

Ces variables constituent, avec les variables mentionnées explicitement dans les équations (taille du ménage et revenu disponible) les principaux déterminants du niveau de vie ressenti (Hourriez, 1996; Hotte et Martin, 2015).

1.B Estimations des échelles d'équivalence en modifiant successivement le champ des estimations puis le champ des estimations et la définition du revenu par rapport à la méthode d'Hourriez et d'Olier

TABLEAU 1.A.1 : Modification du champ des estimations uniquement

Composition du ménage	RMINI	NIVEAU	AISE
Personne seule	1	1	1
Couple sans enfant	1.48 [1.46 ; 1.50]	1.28 [1.17 ; 1.39]	1.43 [1.32 ; 1.54]
Couple + 1 enfant de 14 ans et plus	1.73 [1.71 ; 1.75]	1.54 [1.39 ; 1.69]	1.93 [1.75 ; 2.10]
Couple + 2 enfants de 14 ans et plus	1.84 [1.82 ; 1.86]	1.80 [1.60 ; 2.00]	2.54 [2.26 ; 2.80]
Couple + 3 enfants de 14 ans et plus	1.85 [1.82 ; 1.87]	2.08 [1.76 ; 2.40]	3.29 [2.79 ; 3.79]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en modifiant seulement le champ des estimations mais en conservant les autres éléments de la méthode H&O 1997, avec l'indicateur de niveau de vie NIVEAU il ressort que pour bénéficier du même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.28*R.

Champ : ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. L'estimation comporte 8 601 ménages pour la variable RMINI, 9 020 ménages pour la variable AISE et 8 932 ménages pour la variable NIVEAU. Les différences s'expliquent par la non-réponse à ces variables.

Source : enquête Budget de famille 2011, Insee.

TABLEAU 1.A.2 : Modification du champ des estimations et de la définition du revenu

Composition du ménage	RMINI	NIVEAU	AISE
Personne seule	1	1	1
Couple sans enfant	1.48 [1.45 ; 1.49]	1.28 [1.16 ; 1.41]	1.46 [1.33 ; 1.58]
Couple + 1 enfant de 14 ans et plus	1.72 [1.70 ; 1.73]	1.48 [1.41 ; 1.75]	2.02 [1.83 ; 2.21]
Couple + 2 enfants de 14 ans et plus	1.81 [1.79 ; 1.83]	1.91 [1.67 ; 2.13]	2.75 [2.44 ; 3.06]
Couple + 3 enfants de 14 ans et plus	1.81 [1.78 ; 1.84]	2.28 [1.90 ; 2.66]	3.70 [3.10 ; 4.30]

Note : cf. tableau A.1.

Lecture : en modifiant à la fois le champ des estimations et la définition du revenu mais en conservant les autres éléments de la méthode H&O 1997, avec l'indicateur de niveau de vie NIVEAU il ressort que pour bénéficier du même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.28*R.

Champ : cf. tableau A.1.

Source : cf. tableau A.1.

Chapitre 2

Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales¹

Résumé du chapitre

Construites à partir de cas types de ménages vivant en couple avec ou sans enfant, les échelles d'équivalence les plus utilisées sont régulièrement critiquées pour ne pas tenir compte des nouvelles configurations familiales qui découlent des séparations conjugales (notamment les familles monoparentales). Elles seraient inadaptées pour mesurer le niveau de vie de ces ménages. Ce chapitre propose d'estimer d'une échelle d'équivalence qui tienne compte de la situation spécifique des foyers monoparentaux et des parents non hébergeant c'est-à-dire des personnes qui vivent seules mais qui ont la charge au moins partiellement d'un enfant. Les estimations menées à partir des enquêtes *Budget de famille* de l'Insee s'appuient sur une approche subjective fondée sur l'appréciation qu'ont les ménages de leur propre niveau de vie. Les résultats font ressortir de larges intervalles de confiance ainsi qu'une sensibilité au choix de l'indicateur de niveau de vie. Néanmoins, ils indiquent que la situation des foyers monoparentaux est mal prise en compte par les échelles d'équivalence les plus utilisées. L'approche par les dépenses de consommation montre que les parents non hébergeant vivant seuls supportent toutes choses égales par ailleurs des dépenses supplémentaires par rapport aux personnes seules sans enfant à charge. Ces dépenses correspondent à environ un tiers du revenu disponible moyen de cette catégorie de ménage. Les échelles d'équivalence les plus utilisées surestiment le niveau de vie des foyers monoparentaux et des parents non hébergeant vivant seuls, ce qui conduit à sous-estimer leur taux de pauvreté.

¹Ce chapitre a donné lieu à une publication dans une revue à comité de relecture : Martin, H. & Périvier, H. (2018). « Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales », *Revue Économique*, 69, pp.303-334.

Sommaire du chapitre

1	Introduction	65
2	Les données et l'approche méthodologique	66
2.1	L'approche retenue pour l'estimation d'une échelle d'équivalence	66
2.2	Les données	67
2.3	Comment tenir compte des besoins spécifiques des enfants?	67
3	Statistiques descriptives	70
4	Estimation d'une échelle d'équivalence par une approche subjective	76
4.1	L'approche subjective par le niveau de vie ressenti	76
4.2	Comparaison des échelles estimées avec les échelles de l'OCDE modifiée et de la Cnaf	79
4.3	Évolution des échelles d'équivalence subjectives	81
4.4	Taux de pauvreté et échelles d'équivalence	86
5	Niveau de vie des parents seuls non hébergeant : approche par les dépenses de consommation	87
5.1	Une estimation par régression multilinéaire des dépenses de consommation	88
5.2	Une estimation par matching	88
6	Conclusion	90
	Annexes	91
2.A	Variables de contrôle introduites dans les modèles économétriques	91
2.B	Estimation d'une échelle d'équivalence par une approche subjective à partir des enquêtes <i>Budget de famille</i> 2001 et 2006	92

1 Introduction

L'une des principales critiques adressées aux échelles d'équivalence est de ne pas prendre en compte, ou imparfaitement, les besoins spécifiques liés à certaines configurations familiales, notamment celles qui résultent des séparations et recompositions des familles (Henman et Mitchell, 2001). Or, depuis plusieurs décennies, les ruptures conjugales sont de plus en plus fréquentes. Ce chapitre apporte un éclairage spécifique concernant le niveau de vie des foyers monoparentaux et des parents séparés n'ayant pas la garde de leur enfant. L'objectif est d'estimer une échelle d'équivalence qui tienne compte de ces deux catégories de ménages. La question complexe du niveau de vie des familles recomposées bien que centrale n'est pas traitée.

Ce chapitre s'appuie sur les travaux de Hourriez et Olier (1997) et sur ceux présentés dans le **chapitre 1** réalisés à partir des enquêtes *Budget de famille* de l'Insee en mobilisant les données des éditions 2001, 2006 et 2011 de l'enquête. L'édition 2011 offre de nouvelles variables permettant d'affiner les résultats. En particulier, elle permet d'identifier les personnes qui vivent seules mais qui ont la charge au moins partiellement d'un enfant (cette catégorie de foyer est ci-après dénommée « parents seuls non hébergeant »). Une échelle d'équivalence est estimée pour comparer les niveaux de vie ressentis de cinq catégories de ménages : personnes seules sans enfant à charge, couples sans et avec enfant, foyers monoparentaux, parents seuls non hébergeant. Il s'agit donc de mettre en évidence la spécificité de ces nouvelles configurations familiales en termes de niveau de vie.

Les résultats indiquent qu'à revenu égal, un ménage composé de deux personnes bénéficie d'un niveau de vie ressenti plus élevé s'il s'agit de deux adultes vivant en couple que s'il s'agit d'un parent vivant avec son enfant. En effet, la présence d'un enfant n'autorise pas les mêmes économies d'échelle que celle d'un conjoint (notamment en ce qui concerne le logement et les loisirs). Les résultats indiquent une grande sensibilité des résultats à la variable dépendante choisie parmi les différents indicateurs de niveau de vie ressenti. Il ressort néanmoins que les foyers monoparentaux avec un enfant âgé de moins de 14 ans (respectivement de plus de 14 ans) doivent disposer d'un revenu compris entre 70 % et 121 % (respectivement 82 % et 149 %) supérieur à celui d'une personne seule pour atteindre le même niveau de vie ressenti, contre entre 26 % et 52 % pour un couple. Les échelles d'équivalence estimées sont comparées à celles usuellement mobilisées. Les taux de pauvreté qui résulteraient de ces échelles (autour de 14,5 %) sont légèrement supérieurs à ceux issus des échelles d'équivalence usuelles, mais la composition des ménages pauvres change profondément : les taux de pauvreté des foyers monoparentaux et des parents seuls non hébergeant sont plus élevés alors que ceux des couples avec ou sans enfant sont plus faibles.

En ce qui concerne les parents seuls non hébergeant, les paramètres des échelles esti-

mées ne sont pas statistiquement significatifs. Une analyse à partir des dépenses de consommation des personnes seules sans enfant à charge et des parents seuls non hébergeant permet de comparer les écarts de niveaux de vie entre ces deux catégories de ménages : toutes choses égales par ailleurs, le parent seul non hébergeant supporte des dépenses supplémentaires par rapport à une personne seule sans enfant à charge d'un montant moyen correspondant à un tiers de son revenu disponible.

Le chapitre pointe la fragilité des estimations et les difficultés d'interprétation des résultats sur lesquels reposent les échelles d'équivalence. Il montre que les échelles d'équivalence les plus couramment utilisées surestiment le niveau de vie des foyers monoparentaux et des parents seuls non hébergeant et donc sous-estiment leur taux de pauvreté. L'objectif n'est pas de proposer une échelle d'équivalence alternative qui pourrait être appliquée pour réformer les politiques publiques ou pour mesurer la pauvreté, mais de montrer les difficultés que pose la mesure des niveaux de vie dans un contexte où les structures familiales se modifient.

2 Les données et l'approche méthodologique

2.1 L'approche retenue pour l'estimation d'une échelle d'équivalence

Des travaux récents sur les conséquences des ruptures conjugales sur le niveau de vie montrent que les femmes perdent en moyenne davantage en niveau de vie que les hommes (Bonnet *et al.*, 2015). D'autres travaux tentent de montrer le rôle des pensions alimentaires et leur interaction avec le système fiscal et social sur le niveau de vie des parents séparés (Ben Jelloul et Cusset, 2015; Périvier, 2015). Une étude mobilise une approche du coût de l'enfant par un panier de biens et de services, c'est-à-dire le coût d'un ensemble de biens et services nécessaires pour que l'enfant dispose d'un niveau de vie jugé par les chercheurs « modeste mais adéquat » (Henman et Mitchell, 2001). Les auteurs montrent que le coût d'un enfant dont les parents sont séparés serait de l'ordre de 1,4 fois le coût d'un enfant vivant avec ses deux parents. Le parent hébergeant (avec lequel l'enfant passerait 80 % de son temps) supporterait des coûts similaires à ceux supportés par un parent pour la charge d'un enfant « à plein temps ». Le parent seul non hébergeant (avec lequel l'enfant passerait 20 % de son temps) supporterait des coûts estimés à 40 % de ceux supportés par un parent pour la charge d'un enfant « à plein temps ». Pour les mêmes raisons que celles mentionnées dans le chapitre précédent, une autre approche est ici mobilisée pour estimer une échelle d'équivalence : l'approche par le niveau de vie ressenti.

Cette approche s'appuie sur les variables AISE et NIVEAU décrites dans l'encadré du **chapitre 1** de cette partie. Puis s'agissant des parents seuls non hébergeant, elle est complétée

par une approche par les dépenses de consommation.

2.2 Les données

Les échelles d'équivalence sont estimées à partir des données des enquêtes *Budget de famille* de l'Insee de 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011². Cette source est présentée en détail dans l'encadré du **chapitre 1** de cette partie.

TABLEAU 2.1 : Échantillon des différentes enquêtes *Budget de famille* depuis 2001

Enquête BDF	2001	2006	2011
Nombre de ménages	10 305	10 240	15 797
Nombre d'individus	25 803	25 364	41 285

Lecture : L'édition 2001 de l'enquête Budget de famille comporte 25 803 individus répartis dans 10 305 ménages.
Sources : Enquêtes Budget de famille 2001, 2006, 2011, Insee.

2.3 Comment tenir compte des besoins spécifiques des enfants ?

Les besoins associés à chaque membre composant le ménage dépendent notamment de leur âge, en particulier les dépenses liées à la charge d'un enfant. Les dépenses de loisirs ou les dépenses scolaires ou parascolaires sont d'autant plus importantes que l'enfant est âgé. A contrario, la présence d'un jeune enfant non scolarisé implique des dépenses d'équipement spécifiques (poussette, équipement pour bébé, etc.) mais aussi, le plus souvent, des dépenses relatives à l'accueil du jeune enfant (crèche, assistante maternelle, etc.). Les échelles d'équivalence couramment utilisées considèrent qu'un enfant engendre autant de dépenses qu'un adulte à partir de l'âge de 14 ans (tableau 1). Ce seuil est fixé de façon conventionnelle et ne repose pas sur un résultat statistique significatif. Le seuil de 20 ans qui correspond souvent à un âge où l'enfant fréquente l'enseignement supérieur aurait été tout aussi pertinent comme le montrent les résultats présentés dans le **chapitre 1**. Pour garantir la comparaison des résultats avec les travaux passés, le seuil de 14 ans a été néanmoins retenu dans les estimations.

La taille ajustée du ménage s'écrit :

$$N = \mu * N_{\text{Moinsde14ans}} + N_{\text{plusde14ans}}$$

Où $N_{\text{Moinsde14ans}}$ désigne le nombre d'enfants âgés de moins de 14 ans, $N_{\text{plusde14ans}}$ le nombre de membres du ménage âgés de 14 ans ou plus, et μ un paramètre compris entre

²Pour plus de simplicité, les enquêtes sont notées enquêtes *Budget de famille* 2001, 2006, 2011.

0 et 1 qui permet de ramener les enfants de moins de 14 ans à un équivalent adulte. Pour estimer le paramètre μ , le modèle logistique ordonné suivant est estimé (Hourriez et Olier, 1997) en se basant sur les variables AISE et NIVEAU :

$$U(R, N) = \alpha * \log(R) + \beta * N_{plusde14ans} + \gamma * N_{Moinsde14ans} + \text{controles} + \epsilon$$

Où $U(R, N)$ désigne le niveau de vie du ménage comme une fonction à la fois de son revenu disponible R , du nombre d'adultes (ou d'enfant de plus de 14 ans) $N_{plusde14ans}$ et d'enfants de moins de 14 ans $N_{Moinsde14ans}$ à la charge du ménage. Les variables de contrôle introduites pour tenir compte de l'hétérogénéité observée des ménages sont précisées en annexe (2.A). Elles sont regroupées (avec les paramètres associés) dans le terme générique *controles* dans les équations. Les personnes âgées appréciant leur niveau de vie de manière spécifique relativement au reste de la population (Hotte et Martin, 2015), les estimations sont conduites sur les ménages dont la personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans. Les ménages complexes (type colocation ou cohabitation de plus de deux générations) sont également exclus de l'analyse, car, pour ces derniers la question des économies d'échelle se pose de manière différente que pour les autres types de ménages. Les estimations sont pondérées par le jeu de pondération fourni par les enquêtes.

Le niveau de vie $U(R, N)$ est assimilé à la variable latente issue du modèle logistique ordonné. Les questions relatives à ces variables sont présentées dans l'encadré du **chapitre 1** de cette partie. Le paramètre β saisit l'impact sur le niveau de vie de la charge liée aux adultes et enfants de plus de 14 ans tandis que le paramètre γ saisit l'impact sur le niveau de vie lié à la charge d'enfants de moins de 14 ans. Le paramètre μ , qui saisit le coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans, est donné par :

$$\mu = \frac{\gamma}{\beta}$$

Hourriez et Olier retiennent une valeur de 0,55 pour le paramètre μ . Le tableau 2.2 fournit les estimations de μ obtenues à partir des éditions 2001, 2006 et 2011 de l'enquête. Les estimations du paramètre μ sont sensiblement plus élevées que 0,55. Le niveau de vie ressenti est donc plus fortement affecté par la présence d'un enfant de moins de 14 ans : les valeurs estimées de μ varient selon l'édition de l'enquête considérée et l'indicateur de niveau de vie à partir duquel l'estimation est menée. Pour l'édition 2011, l'estimation à partir de la variable AISE conduit à une valeur de μ de 0,90, contre 0,60 pour l'estimation avec la variable NIVEAU. La période de référence de l'enquête correspond à une période de crise économique et de montée du chômage qui peut expliquer un sentiment de plus grande précarité particulièrement en ce qui concerne la charge d'enfant. La question sous-jacente à AISE porte sur des considérations de gestion du budget, la réponse est donc potentiellement plus sensible

à la conjoncture économique. La valeur retenue pour μ est 0,70, soit la moyenne entre les six estimations menées sur les trois éditions de l'enquête à partir des deux indicateurs de niveau de vie AISE et NIVEAU. L'échelle d'équivalence estimée par la suite est peu sensible à la valeur retenue pour μ (voir **chapitre 1**).

La taille du ménage ajustée de la présence d'enfant de moins de 14 ans s'écrit donc :

$$N = 0.7 * N_{\text{Moinsde14ans}} + N_{\text{plusde14ans}}$$

Appliquer la même valeur de μ aux enfants de moins de 14 ans quel que soit le type de ménage revient à considérer que le poids relatif des enfants ne change pas avec la configuration familiale. Or il est possible que la présence d'un enfant plus âgé permette de réduire des coûts issus de la présence d'un enfant plus jeune dans certaines configurations familiales et moins dans d'autres³, mais le seuil d'âge de 14 ans limite la portée de cette remarque. Au-delà de leur âge, d'autres caractéristiques des enfants ont une influence sur le niveau de vie des familles. Le rang de l'enfant peut avoir un effet sur le poids des économies d'échelle (seule l'échelle d'équivalence en racine de N implique un renforcement des économies d'échelle d'autant plus important que le rang de l'enfant est élevé). Les travaux empiriques ne permettent pas de conclure sur ce point (Glaude et Moutardier, 1991; Hourriez et Olier, 1997). De même, la non-mixité des fratries peut peser sur l'ampleur des économies d'échelle, en effet cela implique plus souvent le choix d'une chambre par enfant (HCFEA, 2015), et limite les économies d'échelle dans l'achat des vêtements du fait des normes de genre qui caractérisent nos sociétés. Seul l'âge de l'enfant est pris en compte dans l'analyse.

³Par exemple il est possible qu'un parent seul ayant la garde de ses enfants s'appuie davantage sur la présence d'un adolescent pour garder l'enfant plus jeune, que ne le ferait un couple.

TABLEAU 2.2 : Estimation du coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans à partir des variables AISE et NIVEAU

Indicateur de niveau de vie	Paramètres	2001	2006	2011
AISE	α	- 1,86 [- 2,02, - 1,69]	- 1,47 [- 1,63, - 1,32]	- 1,34 [- 1,48, - 1,19]
	β	0,36 [0,30, 0,42]	0,33 [0,26, 0,39]	0,38 [0,32, 0,45]
	γ	0,50 [0,34, 0,50]	0,51 [0,44, 0,58]	0,43 [0,36, 0,50]
	$\mu = \gamma/\beta$	0,72 [0,57, 0,86]	0,64 [0,50, 0,79]	0,90 [0,69, 1,10]
NIVEAU	α	- 2,07 [- 2,25, - 1,89]	- 1,45 [- 1,61, - 1,29]	- 1,25 [- 1,43, - 1,08]
	β	0,28 [0,21, 0,35]	0,20 [0,13, 0,26]	0,18 [0,23, 0,37]
	γ	0,40 [0,33, 0,46]	0,32 [0,25, 0,39]	0,30 [0,23, 0,36]
	$\mu = \gamma / \beta$	0,70 [0,50, 0,86]	0,61 [0,38, 0,84]	0,60 [0,33, 0,86]

Lecture : Le coût d'un enfant de moins de 14 ans estimé à partir de l'enquête BDF 2001 et de l'indicateur de niveau de vie AISE correspond à 0,72 unité équivalent adulte ou enfant âgé de plus de 14 ans. L'intervalle de confiance pour le paramètre μ est obtenu par delta méthode.

Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. Pour AISE, l'estimation comporte 7 126 ménages pour l'édition 2001 de l'enquête, 7 077 ménages pour 2006 et 10 645 ménages pour l'édition 2011. Pour NIVEAU, l'estimation comporte 7 087 ménages pour l'édition 2001, 7 046 ménages pour 2006 et 10 541 ménages pour l'édition 2011. Les tailles des échantillons retenus s'expliquent par les non-réponses aux questions correspondant aux variables AISE et NIVEAU.

Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006 et 2011, Insee ; calculs des auteurs.

3 Statistiques descriptives

Dans la suite de cette étude, cinq catégories de ménages sont distinguées :

- Les couples sans enfant à charge
- Les couples avec enfant à charge
- Les foyers monoparentaux
- Les personnes vivant seules sans avoir au moins partiellement la charge d'un enfant vivant chez un ex-conjoint (personnes seules)
- Les personnes vivant seules en ayant au moins partiellement la charge d'un enfant vivant chez un ancien conjoint (parents seuls non hébergeant)

Sont considérées comme « enfants », les personnes âgés de 25 ans ou moins⁴ et ayant

⁴Par exemple, un couple avec à sa charge un seul enfant de 26 ans sera considéré comme un couple sans enfant à charge.

un lien de descendance avec la personne de référence du ménage ou avec son conjoint. Les principales caractéristiques sociodémographiques de ces cinq sous-populations sont données dans le tableau 2.3 pour la dernière édition de l'enquête *Budget de famille*.

Les foyers monoparentaux (ou encore « familles monoparentales ») sont les ménages composés d'un adulte sans conjoint vivant dans un logement avec au moins un enfant de moins de 25 ans (Acs *et al.*, 2015). En 2011, selon les Enquêtes annuelles de recensement (EAR) de l'Insee on compte environ 6,25 millions de couples avec enfants et plus de 1,7 million de foyers monoparentaux. 80 % de ces foyers ont pour personne de référence du ménage une femme. Ces chiffres ne rendent pas compte de la dynamique qui existe entre les différentes catégories de ménages du fait des recompositions familiales et des ruptures d'union.

Les foyers monoparentaux bénéficient potentiellement d'économies d'échelle plus faibles que les couples. Premièrement, la présence d'un enfant à charge implique souvent une pièce supplémentaire, ce qui n'est pas le cas d'un conjoint. Or les dépenses de logement constituent le premier poste de dépense des ménages. Deuxièmement, les membres d'un couple peuvent partager davantage d'activités qu'un adulte et son enfant (en termes de sorties, de loisir, etc.). Troisièmement, même si les enfants aident pour certaines tâches domestiques, les couples disposent d'un volume de temps « adulte » plus important facilitant l'organisation et la réalisation du travail domestique et familial. Ce gain repose largement sur une division sexuée du travail, puisque dans les couples, y compris dans les couples de salariés, l'inégal partage des tâches domestiques et familiales persiste (Ponthieux et Schreiber, 2006; Pailhé et Solaz, 2010; Champagne *et al.*, 2015). Les foyers monoparentaux doivent externaliser certaines activités (garde des enfants par exemple) en raison des contraintes d'emploi du temps. Les couples bi-actifs sont également contraints en matière de garde d'enfant, mais ils peuvent s'appuyer sur des possibilités d'organisation plus larges, notamment en partageant au moins partiellement le temps de garde. Inversement, les besoins d'un adulte peuvent être plus importants que ceux d'un enfant (besoins alimentaires ou en termes de loisirs par exemple).

L'augmentation du nombre de foyers monoparentaux du fait de ruptures conjugales plus fréquentes se traduit par un accroissement du nombre de personnes vivant seules mais ayant un ou des enfants à charge qui résident dans le logement de l'autre parent. La garde étant le plus souvent confiée à la mère, cette population est majoritairement composée d'hommes. Bien que ne vivant pas quotidiennement avec le ou les enfant(s), le parent doit le plus souvent s'acquitter d'une pension alimentaire et accueille ses enfants régulièrement (le week-end et pendant les vacances) ce qui implique des dépenses spécifiques auxquelles une personne seule sans enfant à charge n'est pas confrontée. Par exemple, pour accueillir ses enfants, même de façon épisodique, le parent doit avoir un logement d'une taille probablement plus importante que celle du logement d'une personne seule n'ayant pas

d'enfant à charge. Ces charges ne sont pas prises en compte par les échelles d'équivalence couramment utilisées. L'enquête *Budget de famille* de 2011 permet pour la première fois d'éclairer cette question. En effet, pour chaque ménage, les enfants qui vivent hors domicile et qui engendrent des dépenses (ou des recettes) régulières pour celui-ci sont recensés. La catégorie des parents seuls non hébergeant peut donc être identifiée : elle est définie ici comme la sous-population des personnes vivant seules, ayant un enfant en cours de scolarité ou d'études, résidant chez son autre parent et qui déclarent que cet enfant génère des dépenses régulières pour son budget.

TABLEAU 2.3 : Statistiques descriptives concernant les différentes configurations familiales

	Couples sans enfant	Couples avec enfants	Foyers mono- parentaux	Célibataires	Célibataires parents non hébergeant
Effectifs	2 170	4 455	1 973	2 440	111
Effectifs pondérés*	4,5 millions	7,2 millions	2,1 millions	5,2 millions	0,2 million
Caractéristiques sociodémographiques de la personne de référence					
Sexe					
Homme	74,8 %	78,6 %	21,7 %	52,0 %	95 %
Femme	25,2 %	21,4 %	78,3 %	48,0 %	5 %
Âge					
25-34 ans	19,4 %	21,5 %	11,7 %	26,1 %	0,0 %
35-44 ans	8,5 %	41,3 %	35,2 %	19,4 %	20,4 %
45-54 ans	20,7 %	29,1 %	39,7 %	22,7 %	64,0 %
55-64 ans	51,4 %	8,1 %	13,4 %	31,8 %	15,6 %
Enfants à charge					
Nombre	0	1,88	1,38	0	1,27
Âge moyen		9,9 ans	13,3 ans		13,7 ans
Enfant de moins de 4 ans	0,0 %	39,8 %	12,1 %	0,0 %	3,0 %
PCS					
Agriculteur	1,8 %	2,0 %	0,4 %	1,0 %	0,0 %
Ouvrier	16,2 %	26,0 %	15,0 %	15,6 %	28,0 %
Employé	13,3 %	14,8 %	34,2 %	19,4 %	19,2 %
Indépendant	5,7 %	9,6 %	3,8 %	3,2 %	7,9 %
Profession intermédiaire	18,0 %	24,2 %	22,3 %	19,5 %	13,4 %
Cadre	15,9 %	19,2 %	9,3 %	15,8 %	20,0 %
Autres	29,1 %	4,2 %	15,0 %	25,5 %	11,5 %
Revenu disponible annuel	38 584 euros	44 770 euros	24 809 euros	19 510 euros	24 989 euros

TABLEAU 2.4 : Statistiques descriptives concernant les différentes configurations familiales (suite)

	Couples sans enfant	Couples avec enfants	Foyers mono-parentaux	Célibataires	Célibataires parents non hébergeant
Effectifs	2 170	4 455	1 973	2 440	111
Effectifs pondérés*	4,5 millions	7,2 millions	2,1 millions	5,2 millions	0,2 million
Structure du panier de consommation annuel en euros (en % de la consommation totale)					
Alimentation	5 026 (14,2 %)	6 189 (14,2 %)	3 862 (14,2 %)	2 352 (11,1 %)	2 145 (7,1 %)
Boissons, tabac, alcool	1 038 (2,9 %)	957 (2,2 %)	864 (3,2 %)	685 (3,2 %)	828 (2,7 %)
Habillement	1 446 (4,1 %)	2 202 (5,1 %)	1 440 (5,3 %)	950 (4,5 %)	1 654 (5,5 %)
Logement, eau, gaz, électricité	8 559 (24,2 %)	10 288 (23,7 %)	7 229 (26,6 %)	6 517 (30,9 %)	7 482 (24,8 %)
Meubles et articles de ménage	2 063 (5,8 %)	2 123 (4,9 %)	1 118 (4,1 %)	932 (4,4 %)	1 323 (4,4 %)
Santé	498 (1,4 %)	653 (1,5 %)	443 (1,6 %)	288 (1,3 %)	305 (1,0 %)
Transport	6 067 (17,2 %)	7 030 (16,2 %)	3 617 (13,3 %)	3 043 (14,4 %)	6 285 (20,8 %)
Communication	970 (2,7 %)	1 179 (2,9 %)	1 016 (2,9 %)	706 (3,3 %)	794 (2,6 %)
Loisirs et culture	3 068 (8,7 %)	3 520 (8,1 %)	2 253 (8,3 %)	1 696 (8,0 %)	4 183 (13,9 %)
Éducation	82 (0,2 %)	383 (0,8 %)	333 (1,2 %)	20 (0,1 %)	30 (0,1 %)
Restaurants et hôtels	2 073 (5,9 %)	3 293 (7,6 %)	1 863 (6,8 %)	1 351 (6,4 %)	1 830 (6,1 %)
Divers	4 398 (12,5 %)	5 673 (13,0 %)	3 168 (11,6 %)	2 274 (10,8 %)	3 253 (11,7 %)
Total des dépenses de consommation	35 288 euros	43 490 euros	27 202 euros	21 114 euros	30 112 euros

Lecture : L'enquête BDF 2011 comporte 2 170 couples sans enfant.

Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. Au total, le champ comporte 11 149 ménages.

* Ces chiffres sont proches de ceux de l'Insee sur des périmètres similaires : selon l'Insee, en 2010 le nombre de ménages composés uniquement d'un foyer monoparental en France métropolitaine est de 2,168 millions et le nombre de ménages composés uniquement d'un couple avec enfants en France est de 7,2609 millions. Les écarts s'expliquent par le champ spécifique retenu concernant l'âge de la personne de référence et l'âge des enfants à charge.

Source : Enquête BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

Les fréquences prises par les différentes modalités de réponse aux questions AISE et NIVEAU permettent de décrire les écarts de niveau de vie ressenti entre ces cinq sous-populations (non corrigés des caractéristiques sociodémographiques). Il ressort que la proportion de foyers monoparentaux et de parents seuls non hébergeant déclarant avoir des difficultés avec leur budget (respectivement 33 % et 32 %) est plus importante que celle des couples sans enfant (9 %) ou des personnes seules (21 %) (tableau 2.5). De même, une proportion plus importante des foyers monoparentaux et des parents seuls non hébergeant ressentent un niveau de vie faible ou très faible ou encore moyennement faible relativement aux autres configurations familiales. Pour comparer toutes choses égales par ailleurs le niveau de vie des différents types de ménages, des modèles économétriques sont estimés dans la suite de cette étude. Ils contrôlent du niveau de revenus des ménages, du nombre d'enfants à charge, et d'autres variables sociodémographiques.

TABLEAU 2.5 : Niveaux de vie ressentis pour les différentes configurations familiales à partir des variables AISE et NIVEAU

	Couples sans enfant	Couples avec enfants	Foyers mono-parentaux	Personnes seules	Parents seuls non hébergeant
Variable AISE					
À l'aise	14,1 %	9,8 %	3,4 %	9,0 %	14,3 %
Ça va	36,3 %	31,0 %	14,4 %	27,7 %	22,1 %
C'est juste	39,4 %	42,0 %	39,3 %	38,7 %	23,1 %
Difficile	9,1 %	13,5 %	32,6 %	20,6 %	32,5 %
Dettes	1,1 %	3,6 %	10,2 %	3,9 %	8,0 %
Variable NIVEAU					
Très élevé	0,4 %	0,6 %	0,4 %	0,3 %	0,0 %
Élevé	6,3 %	7,3 %	2,2 %	4,2 %	14,2 %
Moyennement élevé	57,9 %	51,3 %	27,3 %	40,9 %	32,9 %
Moyennement faible	25,7 %	28,0 %	36,3 %	32,6 %	23,7 %
Faible	7,3 %	9,4 %	21,5 %	14,6 %	17,7 %
Très faible	1,5 %	2,1 %	11,0 %	7,5 %	11,5 %

Lecture : 14,1 % des couples sans enfant répondent la modalité « À l'aise » à la question sous-jacente à la variable AISE.
Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. Au total, le champ comporte 11 149 ménages.
Source : Enquête BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

4 Estimation d'une échelle d'équivalence par une approche subjective

4.1 L'approche subjective par le niveau de vie ressenti

La méthode économétrique est la même que celle décrite au **chapitre 1**. Des variables sociodémographiques sont introduites afin de contrôler au mieux l'hétérogénéité observée des ménages (elles sont détaillées dans l'annexe 2.A). L'indicateur de niveau de vie s'écrit :

$$U(R, N) = \alpha * \log(R) + \beta * N + \gamma * \log(N) + \text{controles} + \epsilon$$

Où R désigne le revenu disponible du ménage et N la taille ajustée du ménage (définie plus haut). La spécification en N et log(N) permet une plus grande souplesse de la forme fonctionnelle (Hourriez et Olier, 1997). L'objectif de l'estimation est de quantifier le surplus de revenu nécessaire à un ménage pour maintenir son niveau de vie ressenti lorsqu'un individu supplémentaire est à sa charge. Autrement dit, par quel facteur $m(N)$ faut-il multiplier le revenu disponible R d'une personne seule pour qu'elle conserve le même niveau de vie ressenti lorsqu'elle a N-1 individus supplémentaires à charge (conjoint ou enfant) ? Algébriquement, cela revient à résoudre l'équation suivante :

$$U(R, 1) = U(R * m(N), N)$$

Des facteurs multiplicatifs, ou encore échelles d'équivalence, sont obtenus sous la forme suivante :

$$m(N) = N^{-\frac{\gamma}{\alpha}} * e^{-N * \frac{\beta}{\alpha}}$$

Cette modélisation est celle utilisée par Hourriez et Olier (1997). Elle consiste à affecter à deux ménages de même taille ajustée N le même coefficient. Elle ne prend pas en compte les situations particulières dans lesquelles se trouvent certains ménages : le même nombre d'unités de consommation est attribué à un couple et à un parent isolé vivant avec un enfant âgé de plus de 14 ans. Si l'enfant unique est âgé de moins de 14 ans, alors le foyer monoparental se voit attribuer un nombre d'unités de consommation plus faible qu'un couple alors que les économies d'échelle sont probablement moins importantes dans cette configuration familiale que pour un couple. De même, cette approche revient à attribuer une unité de consommation à un parent seul non hébergeant, tout comme à une personne seule sans enfant à charge (y compris vivant hors de son logement). Pourtant le parent seul non hébergeant assume des dépenses propres à sa situation familiale. Pour tenir compte de ces

spécificités, une indicatrice pour les foyers monoparentaux (Ind_{FMP}) et une pour les parents seuls non hébergeant ($Ind_{CelibNonHeber}$) sont introduites. Il s'agit de tester dans quelle mesure le niveau de vie ressenti de la personne de référence est, toutes choses égales par ailleurs, plus faible dans ces situations. Cela conduit à estimer une échelle d'équivalence qui tienne compte de configurations familiales de plus en plus fréquentes du fait des ruptures conjugales.

Le modèle s'écrit :

$$U(R, N, Ind_{FMP}, Ind_{CelibNonHeber}) = \alpha * \log(R) + \beta * N + \gamma * \log(N) + \delta * Ind_{FMP} + \theta * Ind_{CelibNonHeber} + \text{contrôles} + \epsilon$$

La résolution du modèle (la situation de référence est celle d'une personne vivant seule et n'ayant pas d'enfant à charge vivant chez un ex-conjoint) conduit à :

$$U(R, 1, 0, 0) = U(R * m(N), N, Ind_{FMP}, Ind_{CelibNonHeber})$$

Pour les couples, l'échelle d'équivalence est donnée par :

$$m(N) = N^{-\frac{\gamma}{\alpha}} * e^{(1-N) * \frac{\beta}{\alpha}}$$

Pour les foyers monoparentaux, l'échelle d'équivalence est donnée par :

$$m(N) = N^{-\frac{\gamma}{\alpha}} * e^{(1-N) * \frac{\beta}{\alpha}} * e^{-\frac{\delta}{\alpha}}$$

Pour les parents seuls non hébergeant, l'échelle d'équivalence est donnée par :

$$m(N) = e^{-\frac{\theta}{\alpha}}$$

Les résultats obtenus pour cette nouvelle spécification sont détaillés dans le tableau 2.6. Pour les trois éditions de l'enquête (tableaux 2.A.1 et 2.A.2 en annexe pour les éditions 2001 et 2006), le paramètre δ est négatif et significatif au seuil de 5 % : toutes choses égales par ailleurs (en particulier à revenu disponible et nombre d'enfants à charge égaux), les foyers monoparentaux ressentent un niveau de vie plus faible que les couples. Le paramètre α associé au revenu disponible est significatif et de signe attendu : le niveau de vie ressenti, mesuré avec les variables NIVEAU ou AISE, croît avec le revenu. En revanche, le paramètre θ associé à l'indicatrice relative au fait d'être ou non un parent seul non hébergeant n'est pas significativement différent de 0, avec l'une ou autre des variables dépendantes. Le recours à un modèle logistique pour estimer l'écart de niveau de vie ressenti entre personnes seules sans enfant à charge et parents seuls non hébergeant ne permet pas de conclure, la taille de l'échantillon des parents seuls non hébergeant étant trop faible. Une autre méthode est proposée dans

la section suivante pour estimer la baisse de niveau de vie que supporte un parent seul non hébergeant relativement à une personne seule sans enfant à charge. La comparaison du niveau de vie ressenti par les personnes interrogées vivant en couple, et respectivement celles vivant dans un foyer monoparental, avec celui d'une personne vivant seule met en exergue le surcoût issu de la présence d'un enfant relativement à celle d'un conjoint : l'estimation avec la variable NIVEAU (respectivement AISE) implique que pour conserver le même niveau de vie ressenti qu'une personne seule, un couple doit bénéficier d'un surcroît de revenu de 26 % (respectivement 52 %) contre 82 % (respectivement 149 %) pour un parent vivant avec son enfant âgé de plus de 14 ans (tableau 2.7). Quel que soit l'indicateur retenu, si le deuxième individu composant le ménage est un enfant, le nombre d'unités de consommation associé à cet enfant estimé est significativement plus élevé que s'il s'agit d'un conjoint. Ce constat vaut également sur le champ des enquêtes *Budget de famille* 2001 et 2006⁵ (2.B).

⁵Pour les éditions 2001 et 2006 de l'enquête, le modèle estimé n'est pas exactement le même. En particulier l'indicatrice pour les parents non hébergeant vivant seuls ne figure pas dans l'équation car l'information n'est pas disponible dans les enquêtes.

TABLEAU 2.6 : Estimations d'une échelle d'équivalence tenant compte des différentes configurations familiales (enquête *Budget de famille* de 2011)

UC	NIVEAU		AISE	
Personne seule	1		1	
Âge des enfants	– de 14 ans	+ de 14 ans	– de 14 ans	+ de 14 ans
Adulte + 1 enfant	1,70 [1,43, 1,97]	1,82 [1,52, 2,12]	2,21 [1,87, 2,56]	2,49 [2,08, 2,90]
Adulte + 2 enfants	1,99 [1,65, 2,33]	2,27 [1,86, 2,68]	2,88 [2,39, 3,38]	3,56 [2,90, 4,22]
Adulte + 3 enfants	2,32 [1,90, 2,74]	2,82 [2,25, 3,39]	3,68 [2,99, 4,37]	4,96 [3,90, 6,01]
Couple sans enfant	1,26 [1,13, 1,38]		1,52 [1,39, 1,66]	
Couple + 1 enfant	1,47 [1,30, 1,63]	1,57 [1,39, 1,74]	1,97 [1,77, 2,16]	2,18 [1,95, 2,41]
Couple + 2 enfants	1,71 [1,51, 1,90]	1,95 [1,71, 2,18]	2,49 [2,23, 2,76]	3,04 [2,67, 3,40]
Couple + 3 enfants	1,99 [1,74, 2,24]	2,41 [2,03, 2,80]	3,14 [2,75, 3,53]	4,17 [3,48, 4,86]
Célibataire parent non hébergeant	0,85 [0,35, 1,34]		1,51 [0,78, 2,24]	

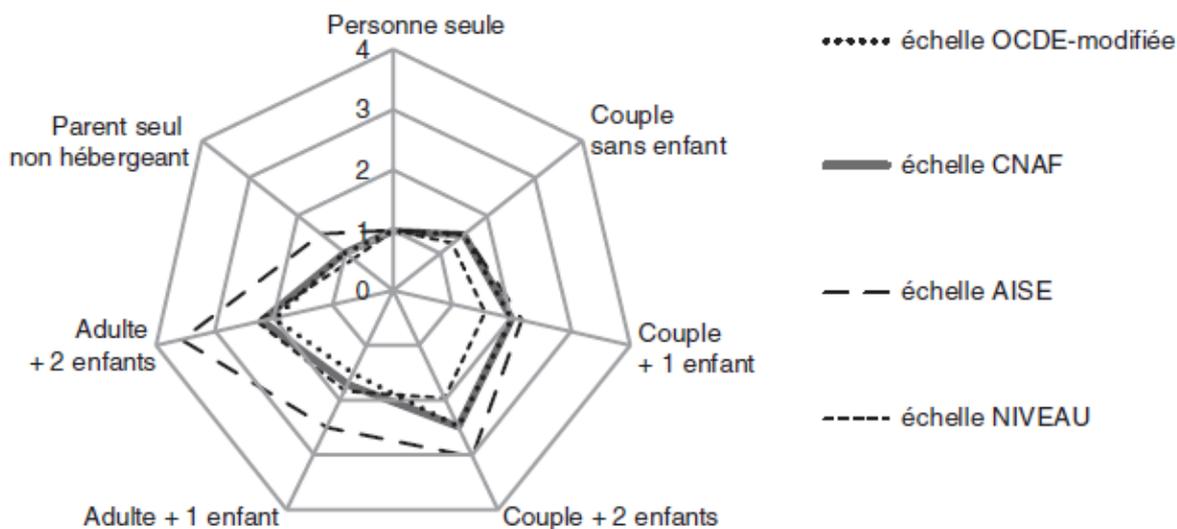
Lecture : Les chiffres entre crochets donnent les intervalles de confiance à 95 % fournis par delta méthode.
Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. L'estimation comporte 10 645 ménages pour la variable AISE et 10 541 ménages pour la variable NIVEAU. Les tailles des échantillons retenus s'expliquent par les non-réponses aux questions correspondant aux variables AISE et NIVEAU.
Source : Enquête BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

4.2 Comparaison des échelles estimées avec les échelles de l'OCDE modifiée et de la Cnaf

Les tableaux 2.1 et 2.2 comparent les résultats de l'estimation avec les échelles de l'OCDE-modifiée et celle de la Cnaf, en distinguant l'âge des enfants. L'échelle estimée à partir de la variable AISE, ci-après nommée échelle AISE, attribue un nombre d'unités de consommation plus important aux foyers monoparentaux, aux parents seuls non hébergeant ainsi qu'aux couples avec deux enfants, que ne le font les autres échelles d'équivalence. Autrement dit, elles supposent de moindres économies d'échelle dans ces configurations familiales, et ceci quel que soit l'âge des enfants. En revanche, l'échelle d'équivalence estimée à partir de la variable NIVEAU, ci-après nommée échelle NIVEAU,

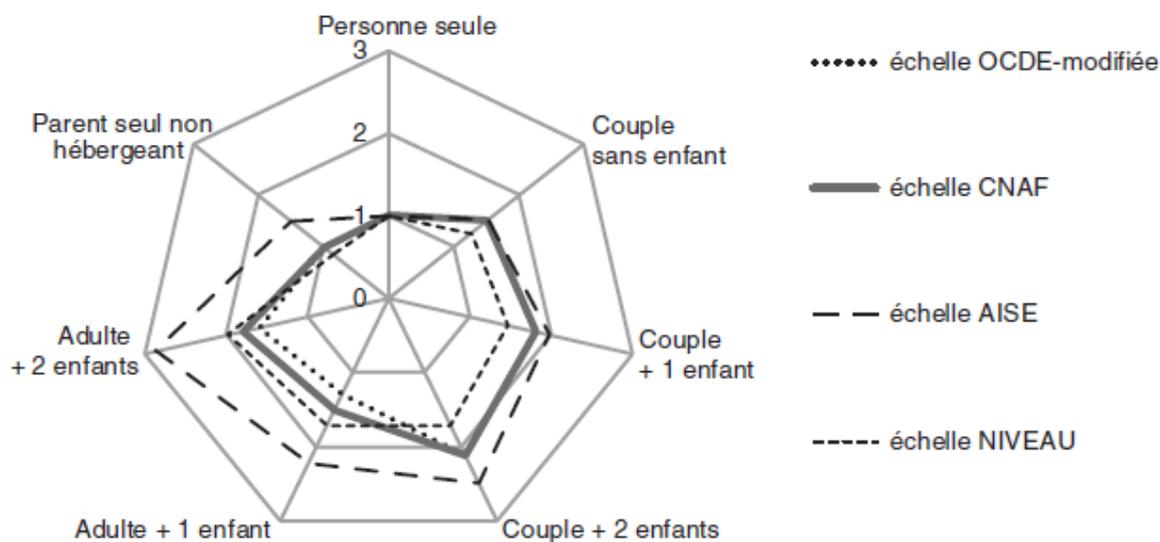
attribue un nombre d'unités de consommation proche de celle issue de l'échelle de la Cnaf pour les foyers monoparentaux, mais considère que les économies d'échelle réalisées au sein des couples sont plus importantes que ne le considère l'échelle de la Cnaf ou encore celle de l'OCDE-modifiée.

FIGURE 2.1 : Comparaison des échelles d'équivalence estimées avec celles de l'OCDE modifiée et de la CNAF (les enfants à charge ont plus de 14 ans)



Source : Enquête BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

FIGURE 2.2 : Comparaison des échelles d'équivalence estimées avec celles de l'OCDE modifiée et de la CNAF (les enfants à charge ont moins de 14 ans)



Source : Enquête BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

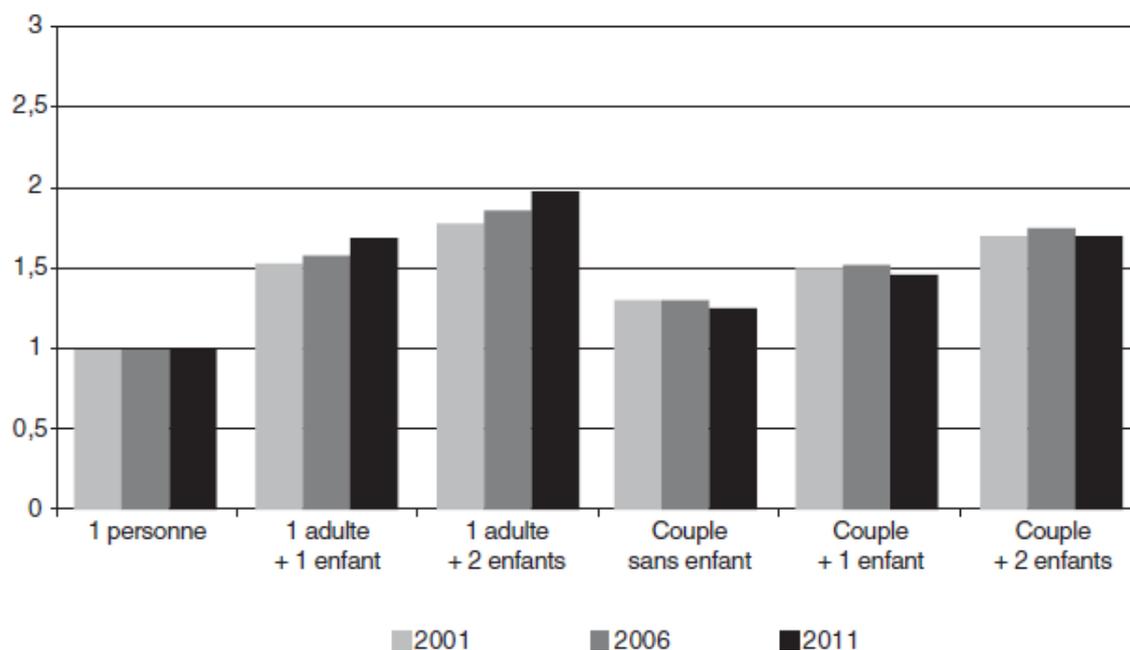
Les résultats des estimations doivent être interprétés avec prudence lorsque l'on compare les unités de consommation estimées pour les foyers monoparentaux relativement à celles estimées pour les couples. En effet, un foyer monoparental ayant un enfant de plus de 14 ans à charge se voit attribuer un nombre d'UC (2.49) plus élevé qu'un couple avec un enfant du même âge (2.18). Or le couple comporte une personne de plus, le conjoint, et de fait ses besoins ne peuvent être que plus élevés. De façon générale, les échelles AISE et NIVEAU conduisent à attribuer aux couples un nombre d'unités de consommation faible. Ces deux échelles s'appuient sur une mesure subjective du niveau de vie, or les foyers monoparentaux ou les parents seuls non hébergeant sont plus sensibles à un sentiment de vulnérabilité financière que les couples, notamment en raison d'une plus grande dépendance des revenus du ménage à un emploi unique ou aux prestations sociales. Par ailleurs, le divorce ou la séparation entraîne un surcroît de charges qui pèse sur le niveau de vie et ralentit le processus de constitution des patrimoines (Bourreau-Dubois et Jeandidier, 2005). Les modèles économétriques estimés contrôlent de l'évolution récente du niveau de vie perçu par le ménage (cf. annexe A.1). Ces variables de contrôle ressortent d'ailleurs comme fortement significatives pour expliquer le niveau de vie ressenti. Enfin les foyers monoparentaux sont surreprésentés parmi les ménages dont le revenu disponible est faible. Or une analyse exploratoire du lien entre coût de l'enfant (exprimé en proportion du revenu disponible) et niveau du revenu disponible du ménage a montré que toutes choses égales par ailleurs, plus le revenu disponible du ménage est faible, plus le « coût ressenti » pour la charge d'un enfant est élevé (Martin et Périvier, 2015). Ce coût de l'enfant ressenti par les foyers monoparentaux pourrait alors s'expliquer par la forte surreprésentation de ces derniers parmi les ménages modestes. Cela pourrait rendre compte du résultat *a priori* paradoxal (exposé plus haut) concernant la comparaison des niveaux de vie d'un couple avec un enfant de 14 ans ou plus et d'un foyer monoparental composé lui aussi d'un seul enfant de cet âge. Traiter rigoureusement la question de l'interaction entre le « coût ressenti » de l'enfant et le revenu disponible du ménage est une question complexe qui va au-delà des objectifs de ce chapitre.

4.3 Évolution des échelles d'équivalence subjectives

Les figures 2.3, 2.4, 2.5 et 2.6 indiquent pour l'échelle NIVEAU une tendance à la hausse du poids de l'enfant sur le ressenti du niveau de vie des personnes interrogées, quelle que soit la configuration familiale. Le changement méthodologique intervenu dans la collecte des données de l'enquête *Budget de famille* en 2011 peut expliquer en partie cette augmentation. Dans les enquêtes précédentes, les revenus étaient obtenus par déclaration (avec potentiellement une sous-déclaration des revenus) alors qu'à partir de 2011, ils sont issus de l'appariement avec des sources fiscales, les données sont donc plus fiables. Mais le contexte de crise économique de 2009 peut également influencer la perception qu'ont les individus

des difficultés qu'ils rencontrent pour faire face à leurs dépenses, difficultés qu'ils ressentent alors plus fortement. Dans un contexte où les dépenses liées au logement constituent le premier poste de dépenses des ménages (27 % des revenus en moyenne pour les locataires du parc privé en 2010) la forte hausse des prix de l'immobilier sur la période 2001-2011 (multipliés par deux d'après la série de l'indice des prix des logements de l'Insee) peut aussi être un facteur explicatif. D'autant plus que cette augmentation réduit le revenu sur lequel le ménage arbitre ses consommations, ce qui est souvent douloureusement ressenti. Sur la période 1996-2010, le taux d'effort⁶ médian des ménages locataires dans le parc privé a augmenté de plus de 4 points (Arnault et Crusson, 2012). L'échelle AISE indique une forte augmentation du poids de l'enfant sur le niveau de vie ressenti dès 2006. Néanmoins les intervalles de confiance ne permettent pas de statuer sur une évolution statistiquement significative des paramètres estimés à partir des éditions 2001, 2006 et 2011 de l'enquête *Budget de famille*.

FIGURE 2.3 : Évolution de l'échelle NIVEAU pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de moins de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 des enquêtes *Budget de famille*

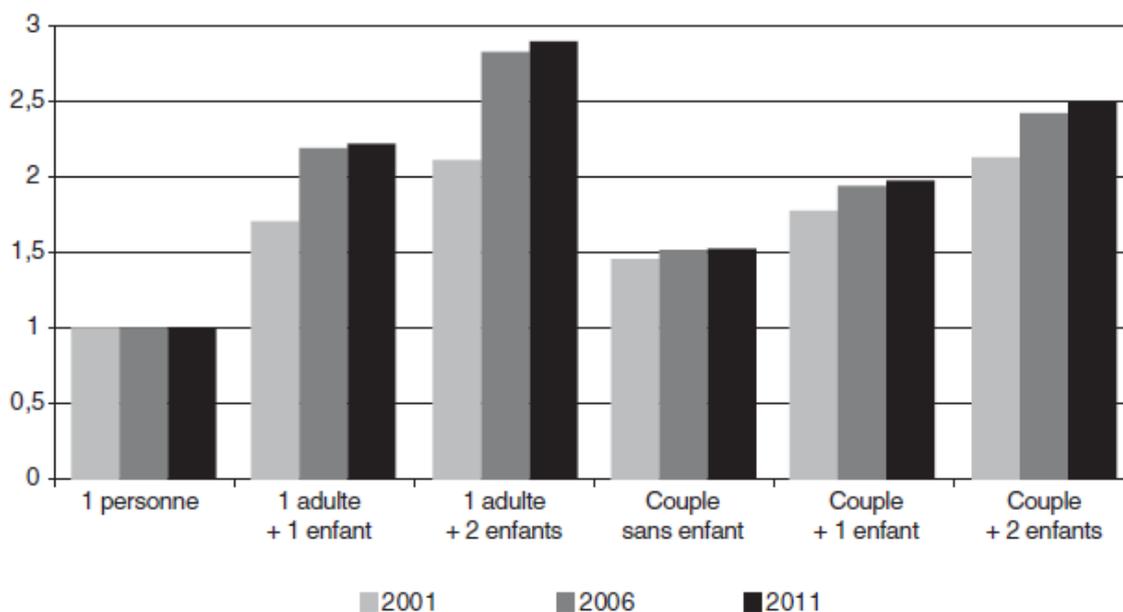


Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête.

Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006, 2011, Insee ; calculs des auteurs.

⁶Le taux d'effort est le rapport entre les dépenses du ménage liées à la résidence principale et les revenus du ménage.

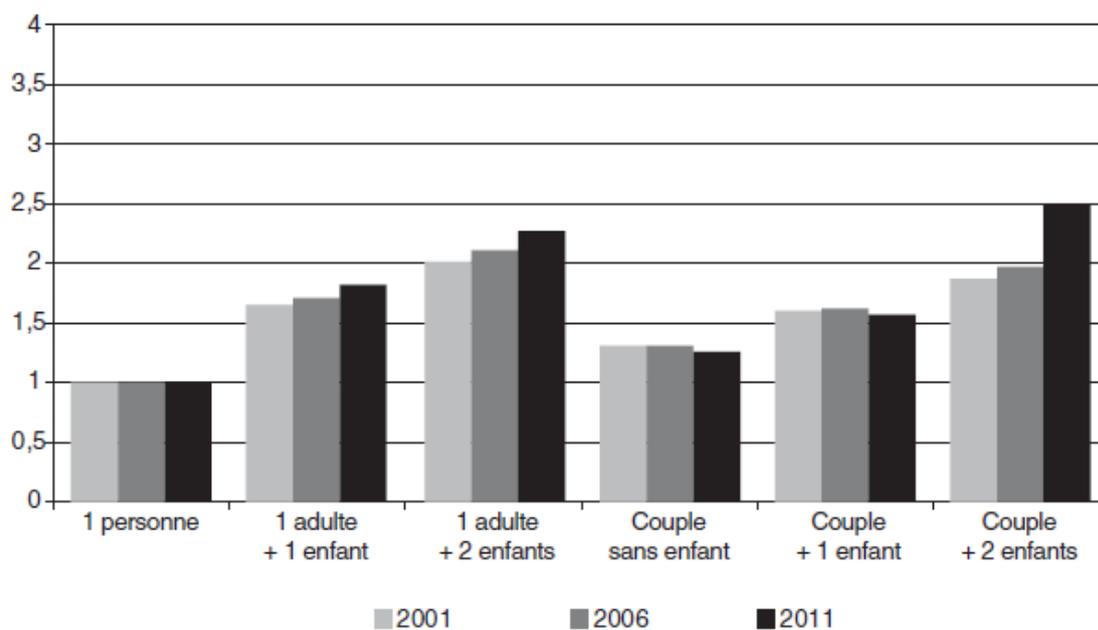
FIGURE 2.4 : Évolution de l'échelle AISE pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de moins de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 des enquêtes *Budget de famille*



Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête.

Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006, 2011, Insee ; calculs des auteurs.

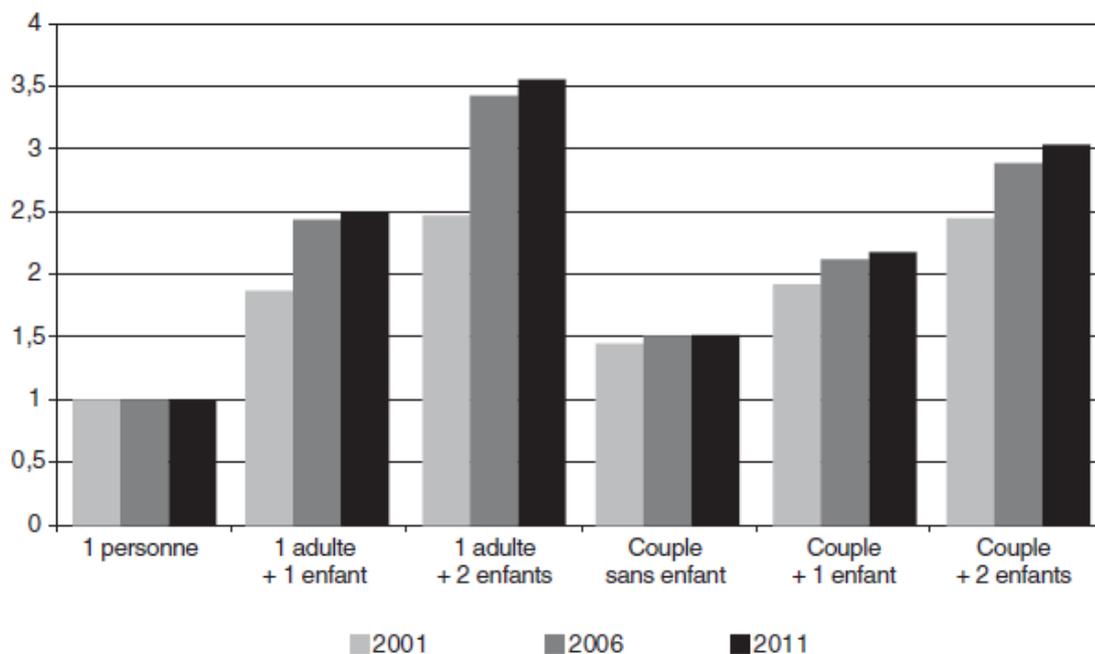
FIGURE 2.5 : Évolution de l'échelle NIVEAU pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de plus de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 des enquêtes *Budget de famille*



Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête.

Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006, 2011, Insee ; calculs des auteurs.

FIGURE 2.6 : Évolution de l'échelle AISE pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de plus de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 des enquêtes *Budget de famille*



Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête.

Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006, 2011, Insee ; calculs des auteurs.

4.4 Taux de pauvreté et échelles d'équivalence

À titre exploratoire, des taux de pauvreté sont calculés en mobilisant l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux* (ERFS) de l'Insee de 2014 à partir de différentes échelles d'équivalence : OCDE modifiée, Oxford et racine de N, ainsi que les deux échelles estimées à partir des indicateurs de niveau de vie AISE et NIVEAU. Il s'agit de montrer la sensibilité des taux de pauvreté et de la ventilation de la population pauvre par type de ménage à l'échelle d'équivalence retenue. En moyenne, les taux de pauvreté calculés sont plus élevés avec les échelles AISE (19 %) et NIVEAU (17,6 %) qu'avec l'échelle de l'OCDE modifiée (14,1 %) ou l'échelle en racine de N (14,2 %) (tableau 2.7). Les échelles AISE et NIVEAU conduisent à des taux de pauvreté beaucoup plus élevés pour les foyers monoparentaux. Cette analyse exploratoire montre que la non-prise en compte de la spécificité des foyers monoparentaux conduit à surestimer leur niveau de vie relativement à celui des couples. Les conséquences en matière de mesure de la pauvreté ou des inégalités, en particulier des inégalités entre les sexes, sont potentiellement importantes. Les indicateurs issus des échelles d'équivalence classiques comme l'échelle de l'OCDE modifiée sous-estiment le taux de pauvreté des foyers monoparentaux, qui ont à leur tête le plus souvent une femme. Cette perspective invite à repenser des aides spécifiques pour les foyers monoparentaux, à l'instar des mesures comme la Gipa (Gestion des impayés de pensions alimentaires) qui permet aux Caisses d'allocations familiales de compléter les pensions alimentaires faibles⁷ et de couvrir les impayés de pensions alimentaires (HCFEA, 2014).

⁷La pension alimentaire est complétée à hauteur de 187,24€/mois pour un enfant (seuil de l'allocation de soutien familiale) afin de garantir une aide financière minimum au parent assumant seul la charge de l'enfant.

TABLEAU 2.7 : Sensibilité des taux de pauvreté aux échelles d'équivalence en 2014

	OCDE modifiée	Oxford	Racine de N	AISE	NIVEAU
Niveau de vie médián	20 153	17 118	21 811	17 774	23 454
Seuil de pauvreté	12 092	10 271	13 087	10 665	14 072
Taux de pauvreté	14,1 %	15,1 %	14,3 %	19,0 %	17,6 %
Taux de pauvreté par type de ménages					
Personne seule	16,0 %	10,3 %	21,0 %	11,4 %	25,8 %
Famille monoparentale	33,5 %	35,0 %	36,6 %	70,2 %	63,7 %
Couple sans enfant	5,7 %	5,0 %	6,3 %	3,7 %	5,2 %
Couple avec enfant	12,6 %	16,4 %	10,9 %	17,4 %	10,8 %

Lecture : En 2014, le niveau de vie médián mesuré avec l'échelle de l'OCDE modifiée est de 20 153 euros.
Source : Enquête Revenus fiscaux et sociaux 2014, Insee ; calculs des auteurs.

5 Niveau de vie des parents seuls non hébergeant : approche par les dépenses de consommation

Le modèle logistique pour estimer l'écart de niveau de vie ressenti entre les parents seuls non hébergeant et les personnes seules sans enfant à charge ne permet pas de conclure sur une éventuelle différence de niveau de vie, la taille de l'échantillon des parents seuls non hébergeant étant faible et l'incertitude de l'estimation forte. Pour approfondir cette question, une approche par les dépenses de consommation est proposée. Le champ est limité aux individus âgés de 25 à 64 ans. L'échantillon de parents seuls non hébergeant est de 111 individus. A partir de ce faible échantillon, il s'agit d'identifier un éventuel surplus de dépenses pour les parents seuls non hébergeant relativement aux personnes seules sans enfant à charge. Afin d'évaluer le surplus de dépenses que peut engendrer un enfant à charge qui réside chez un autre parent, deux méthodes économétriques sont mobilisées :

- L'estimation d'un modèle multilinéaire prenant pour variable dépendante les dépenses d'une personne seule et comme variable explicative d'intérêt une indicatrice de présence d'enfant en cours de scolarité vivant chez un autre parent et engendrant des dépenses régulières.
- Une méthode de matching consistant à appairer chaque personne seule dont au moins un enfant est encore à charge et vit chez un autre parent à une personne seule dont les caractéristiques sociodémographiques sont similaires mais n'ayant pas d'enfant à

charge. Il s'agit alors de comparer leurs dépenses.

5.1 Une estimation par régression multilinéaire des dépenses de consommation

Les dépenses de consommation d'une personne seule sont analysées afin de chiffrer à l'aide d'un modèle de régression linéaire les dépenses engendrées par la présence d'un enfant vivant chez un autre parent et à charge pour des parents vivant seuls. Cette méthode permet également d'isoler les postes de consommation précisément concernés par ce surcroît de charge. Les variables de contrôle habituelles sont introduites dans l'estimation (elles sont détaillées dans l'annexe 2.A) auquel le sexe de l'individu est ajouté pour tenir compte de la forte proportion d'hommes dans notre population d'intérêt (ces variables sont désignées par *controls* dans les équations qui suivent). Le modèle de référence s'écrit :

$$C_k = \alpha_k + \beta_k * \log(R) + \gamma_k * Ind_{\text{CelibNonHeber}} + \text{controls} + \epsilon_k$$

Où C_k désigne les dépenses de consommation pour le poste k . $Ind_{\text{CelibNonHeber}}$ est une indicatrice qui vaut 1 si l'individu est un parent seul non hébergeant au sens de cette étude. R désigne le revenu disponible du ménage tenant compte des versements de pensions alimentaires et des déductions fiscales qui en découlent.

5.2 Une estimation par matching

La deuxième méthode consiste à associer à chaque parent seul non hébergeant, un autre individu vivant seul mais qui n'a pas d'enfant hors domicile ou dont celui-ci n'entraîne pas de charges financières. La comparaison de leurs dépenses donne une estimation toutes choses égales par ailleurs du surcoût lié à la charge de l'enfant. L'individu « miroir » jouant le rôle de contrefactuel est choisi à partir de plusieurs critères : le revenu disponible du ménage tenant compte des versements de pensions alimentaires et des déductions fiscales qui en découlent sous la forme d'une variable continue, le sexe de l'individu et les variables de contrôles habituelles (annexe A.1).

À l'inverse de la régression multilinéaire, la méthode de matching n'exige pas de supposer une relation linéaire entre la variable expliquée et les variables explicatives. L'estimateur par matching calcule alors l'effet moyen de la présence d'enfant à charge mais vivant chez un autre parent pour la personne seule (ou average treatment effect on the treated, ATT).

TABLEAU 2.8 : Résultats des estimations concernant le surcoût de dépenses des parents seuls non hébergeant relativement aux personnes seules sans enfant, à partir des deux méthodes proposées

Poste de consommation	Estimation par régression multilinéaire des dépenses de consommation		Estimation par matching des différences de dépenses par poste de consommation	
	Paramètre	Intervalle de confiance à 95 %	ATT	Intervalle de confiance à 95 %
Alimentation	- 468*	[- 970, 34]	+ 703*	[- 1 549, 143]
Boissons, tabac, alcool	- 133**	[- 380, 114]	- 344	[- 842, 154]
Habillement	+ 554*	[- 123, 1 231]	+ 511	[- 230, 1 253]
Logement, eau, gaz, électricité	+ 787*	[- 76, 1 651]	+ 972*	[- 64, 2 006]
Meubles et articles de ménage	+ 212	[- 561, 984]	+ 605*	[- 120, 1 330]
Santé	- 21	[- 338, 295]	+ 76	[- 63, 415]
Transport	+ 2 883*	[- 54, 5 790]	+ 2 208	[- 1 200, 5 616]
Communication	+ 95	[- 30, 219]	+ 52	[- 120, 224]
Loisirs et culture	+ 2 495**	[60, 4 429]	+ 2 033*	[- 852, 4 917]
Éducation	+ 17	[- 19, 54]	+ 28	[- 61, 117]
Restaurants et hôtels	+ 479	[- 175, 1 134]	+ 383*	[- 610, 1 377]
Divers	+ 946*	[- 234, 2 127]	+ 1 102*	[- 194, 2 399]
Total des dépenses de consommation	+ 7 846***	[2 286, 13 728]	+ 6 924***	[198, 13 650]

Note : La méthode utilisée est celle du matching avec le plus proche voisin. La variable dépendante est le montant des dépenses pour chaque poste. La variable de traitement est l'indicatrice de présence d'enfant n'ayant pas terminé leur scolarité, engendrant des dépenses régulières et résidant chez un autre parent. La métrique est celle de la matrice de variance-covariance des variables sur lesquelles le matching est effectué. L'estimateur correspond à l'effet moyen du traitement sur les individus traités (ATT). Les intervalles de confiance figurent entre parenthèses. Ils sont calculés selon la méthode proposée par Abadie *et al.* [2004]. Les niveaux de significativité sont les suivants : *** 1 %, ** 5 %, * 10 %.

Champ : 2 485 célibataires âgés de plus de 25 ans et de moins de 64 ans.

Source : Enquête BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

Les deux méthodes d'estimation montrent que le surcoût de dépenses lié à la présence d'un enfant à charge vivant chez un autre parent se concentre sur les postes de consommation suivants : les transports, le loisir et la culture, le logement, l'habillement, les dépenses de restaurant et hôtel, et les consommations diverses. Ces résultats sont conformes aux attentes : il faut souvent une pièce en plus pour accueillir l'enfant régulièrement ; les activités de loisir que le parent partage avec l'enfant pèsent sur son budget ; les dépenses de transport sont sensiblement plus élevées car le parent seul non hébergeant et/ou son enfant doivent se

déplacer d'un logement à l'autre (celui du parent hébergeant). Au total, toutes choses égales par ailleurs, les parents seuls non hébergeant dépensent en moyenne environ 7 000 euros par an de plus que des personnes vivant seules. Cela correspond approximativement à un tiers de leur revenu disponible (23 835 euros par an). La méthode ne permet pas d'attribuer ces dépenses supplémentaires à la seule présence d'un enfant vivant chez un autre parent, sauf à supposer l'absence d'hétérogénéité inobservée entre les deux types de ménages. En effet, il est possible que le fait d'avoir eu un enfant soit corrélé avec un mode de vie différent expliquant les écarts en matière de comportements de consommation entre personnes seules et parents seuls non hébergeant (comportement plus ou moins hédoniste, épargne de précaution, etc.). Ces différences de mode de vie peuvent impliquer un écart en termes de niveau de dépenses sans que cela soit directement en lien avec le coût de l'enfant à charge.

6 Conclusion

Cette contribution a pour objectif d'apporter un éclairage supplémentaire à une littérature plus large portant sur la mesure et la comparaison du niveau de vie des ménages. Les reconfigurations familiales modifient la charge réelle ou ressentie liée à la présence d'enfant. Les ruptures conjugales impliquent un surcoût pour les foyers monoparentaux dont le niveau de vie semble surestimé par les échelles d'équivalence couramment utilisées. Concernant les parents seuls non hébergeant, les résultats montrent un surcoût lié à la charge d'enfant, toutes choses égales par ailleurs, par rapport aux personnes seules sans enfant à charge. Les échelles d'équivalence les plus utilisées semblent donc inadéquates pour mesurer le niveau de vie de ces deux catégories de ménages (foyers monoparentaux et parents seuls non hébergeant). Quelle que soit la méthode économétrique mobilisée, l'hétérogénéité inobservable des différentes catégories de ménages (aspirations, préférences, modes de vie, etc.) ne peut pas être prise en compte, ce qui limite la portée des résultats. De même, leur sensibilité aux indicateurs de niveau de vie retenus (AISE ou NIVEAU), la difficulté d'interprétation de certains d'entre eux et l'incertitude de l'estimation rendent la construction d'une échelle d'équivalence alternative peu robuste. Il ressort néanmoins que le coût d'un enfant de parents séparés est sensiblement plus élevé que celui d'un enfant qui vit avec ses deux parents. La réalité des organisations familiales, des solidarités privées, mais aussi les configurations familiales plus mobiles et moins figées, soulèvent un véritable défi pour la cohérence et l'efficacité du système socio-fiscal. Les politiques publiques et en particulier la politique familiale visant à réduire la pauvreté des enfants devraient davantage en tenir compte. Ces travaux pourraient aussi être étendus aux recompositions familiales en général puisque les parents ne vivant pas avec leurs enfants mais en ayant toujours en partie la charge peuvent également vivre en couple et avoir d'autres enfants.

Annexes

2.A Variables de contrôle introduites dans les modèles économétriques

Pour l'ensemble des modèles économétriques les variables de contrôle sont les suivantes :

- Le statut d'activité de la personne de référence du ménage sous la forme de quatre variables indicatrices : la retraite, le chômage, le statut étudiant et les autres inactifs. L'emploi constitue la modalité de référence.
- La CSP de la personne de référence sous la forme de cinq indicatrices pour les catégories suivantes : agriculteur, artisan/commerçant, cadre, employé, et ouvrier. La modalité « profession intermédiaire » est la modalité de référence.
- Le lieu de résidence avec une indicatrice pour Paris et pour les villes de plus de 100 000 habitants.
- Le statut d'occupation du logement avec trois variables indicatrices : la location, le logement gratuit ou de fonction et le statut de propriétaire avec un crédit à rembourser. La propriété sans crédit à rembourser est la modalité de référence.
- L'évolution récente du niveau de vie avec trois indicatrices : diminution forte du niveau de vie, diminution modérée du niveau de vie, hausse du niveau de vie. La stabilité du niveau de vie est la modalité de référence.
- Le patrimoine du ménage. Une indicatrice est introduite pour les petits patrimoines (moins de 100 000 euros) et une autre pour les gros patrimoines (plus de 500 000 euros). Les patrimoines compris entre 100 000 et 500 000 euros constituent la modalité de référence.
- L'âge de la personne de référence avec trois variables indicatrices pour les tranches 25-34 ans, 35-44 ans et 45-54 ans. La tranche 55-64 ans forme la modalité de référence.

2.B Estimation d'une échelle d'équivalence par une approche subjective à partir des enquêtes *Budget de famille* 2001 et 2006

TABLEAU 2.A.1 : Estimations des échelles d'équivalence pour les foyers monoparentaux et pour les couples en fonction du choix de l'indicateur de niveau de vie (Enquête *Budget de famille* 2001)

UC	NIVEAU		AISE	
Personne seule	1		1	
Âge des enfants	- de 14 ans	+ de 14 ans	- de 14 ans	+ de 14 ans
Adulte + 1 enfant	1,54 [1,39, 1,69]	1,65 [1,48, 1,82]	1,70 [1,50, 1,89]	1,87 [1,64, 2,09]
Adulte + 2 enfants	1,79 [1,60, 1,98]	2,01 [1,79, 2,23]	2,10 [1,84, 2,36]	2,47 [2,15, 2,80]
Adulte + 3 enfants	2,05 [1,82, 2,27]	2,38 [2,09, 2,66]	2,54 [2,81, 2,87]	3,17 [2,71, 3,62]
Couple sans enfant	1,31 [1,22, 1,40]		1,45 [1,35, 1,54]	
Couple + 1 enfant	1,51 [1,39, 1,63]	1,60 [1,47, 1,72]	1,77 [1,63, 1,91]	1,92 [1,76, 2,07]

UC	NIVEAU		AISE	
Personne seule	1		1	
Âge des enfants	- de 14 ans	+ de 14 ans	- de 14 ans	+ de 14 ans
Couple + 2 enfants	1,71 [1,57, 1,85]	1,87 [1,73, 2,04]	2,12 [1,95, 2,29]	2,45 [2,24, 2,66]
Couple + 3 enfants	1,92 [1,76, 2,07]	2,19 [1,98, 2,41]	2,51 [2,29, 2,73]	3,07 [2,73, 3,42]

Lecture : Les chiffres entre crochets donnent les intervalles de confiance à 95 % fournis par delta méthode.
Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. L'estimation comporte 7 126 ménages pour la variable AISE et 7 087 ménages pour la variable NIVEAU. Les tailles des échantillons retenus s'expliquent par les non-réponses aux questions correspondant aux variables AISE et NIVEAU.
Source : Enquête BDF 2001, Insee; calculs des auteurs.

TABLEAU 2.A.2 : Estimations des échelles d'équivalence pour les foyers monoparentaux et pour les couples en fonction du choix de l'indicateur de niveau de vie (Enquête *Budget de famille* 2006)

UC	NIVEAU		AISE	
Personne seule	1		1	
Âge des enfants	- de 14 ans	+ de 14 ans	- de 14 ans	+ de 14 ans
Adulte + 1 enfant	1,59 [1,37, 1,80]	1,71 [1,46, 1,95]	2,18 [1,86, 2,51]	2,44 [2,07, 2,82]
Adulte + 2 enfants	1,87 [1,59, 2,14]	2,11 [1,78, 2,45]	2,81 [2,36, 3,2627]	3,43 [2,84, 4,03]
Adulte + 3 enfants	2,15 [1,8981 2,50]	2,56 [2,11, 3,00]	3,55 [2,93, 4,16]	4,68 [3,76, 5,60]
Couple sans enfant	1,31 [1,20, 1,43]		1,51 [1,39, 1,64]	
Couple + 1 enfant	1,53 [1,37, 1,68]	1,62 [1,46, 1,79]	1,93 [1,74, 2,11]	2,12 [1,91, 2,33]
Couple + 2 enfants	1,76 [1,58, 1,94]	1,97 [1,75, 2,18]	2,41 [2,16, 2,66]	2,89 [2,56, 3,22]
Couple + 3 enfants	2,00 [1,78, 2,22]	2,35 [2,03, 2,67]	2,98 [2,63, 3,33]	3,88 [3,28, 4,48]

Lecture : Les chiffres entre crochets donnent les intervalles de confiance à 95 % fournis par delta méthode.
Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. L'estimation comporte 7 077 ménages pour la variable AISE et 7 046 ménages pour la variable NIVEAU. Les tailles des échantillons retenus s'expliquent par les non-réponses aux questions correspondant aux variables AISE et NIVEAU.
Source : Enquête BDF 2006, Insee ; calculs des auteurs.

Deuxième partie

SYSTÈMES DE RETRAITE ET INÉGALITÉS

Introduction à la deuxième partie

Présentation du système de retraite français

L'architecture du système de retraite français est le fruit de l'histoire économique et sociale du pays. En 1945, la création de la branche vieillesse de la Sécurité sociale avait pour objectif d'assurer une pension de retraite à l'ensemble de la population. Néanmoins, l'existence antérieure de systèmes de retraite pour les fonctionnaires et les agents de certaines entreprises publiques comme la SNCF, ainsi que la réticence des indépendants à l'instauration d'un régime unique, mènent à la création d'un système de retraite adossé aux catégories professionnelles. Un tel système juxtapose autant de caisses de retraite que de statut professionnel. On dénombre ainsi en France près de 42 régimes de base auxquels s'ajoutent des régimes complémentaires gérés par les partenaires sociaux. Il en résulte une très grande complexité car les règles de départ à la retraite, les règles de calcul des pensions de retraite ainsi que les règles de calcul des cotisations diffèrent d'un régime à l'autre. De plus, environ un quart des retraités sont dits « polypensionnés », ce qui signifie qu'ils touchent des pensions de retraite d'au moins deux régimes de base différents (Arnaud, 2021), ajoutant encore de la complexité au système.

Enfin, le système créé est un système obligatoire par répartition ce qui signifie que ce sont les cotisations versées par les actifs qui permettent de financer les pensions de retraite versées aux retraités.

Cette introduction présente de manière succincte le fonctionnement du système de retraite français, préambule nécessaire à la lecture des deux chapitres qui composent cette partie. Les éléments réglementaires exposés ne tiennent pas compte du projet de loi de financement rectificative de la Sécurité sociale (PLFRSS) adopté le 20 mars 2023 et qui prévoit, entre autres mesures le décalage à 64 ans de l'âge légal d'ouverture des droits ainsi qu'une augmentation de la durée d'assurance requise pour le taux plein pour certaines générations. En effet, le vote de ce projet de loi est intervenu à un moment donné où les travaux présentés dans cette partie avaient déjà été élaborés. Par ailleurs, cette introduction n'entre pas dans le détail de la réglementation, tant celle-ci est complexe.

1 Fonctionnement simplifié des règles de liquidation dans le système de retraite français

De manière générale le système français se structure autour de trois paramètres clefs :

- **L'âge légal d'ouverture des droits (AOD)** qui correspond à l'âge à partir duquel un assuré peut liquider ses droits à retraite. Longtemps fixé à 60 ans, il a progressivement été relevé à 62 ans par la réforme de 2010 (tableau 2.1).
- **La durée d'assurance requise pour une pension à taux plein** qui correspond au nombre de trimestres que doit valider un assuré pour bénéficier d'une pension calculée à taux plein. Longtemps fixée à 37,5 ans, elle a progressivement été relevée par différentes réformes et va atteindre 43 ans pour les générations nées après 1973 (tableau 2.3).
- **L'âge d'annulation de la décote (AAD)** qui correspond à l'âge à partir duquel un assuré peut bénéficier d'une pension calculée à taux plein quelle que soit la durée d'assurance qu'il a validé. Longtemps fixé à 65 ans, il a progressivement été relevé à 67 ans par la réforme de 2010 (tableau 2.2).

Ces trois paramètres ont fait l'objet de réforme successives si bien qu'ils varient selon la date de naissance de l'assuré. En outre les bornes d'âge et la durée mentionnées sont celles qui prévalent pour les assurés « de droit commun ». Certains assurés bénéficient de règles plus favorables comme les agents de catégorie active de la fonction publique (infirmiers, aide-soignants, sapeurs-pompiers, etc.) et les agents des régimes spéciaux (SNCF, RATP, IEG, etc.).

TABLEAU 2.1 : Âge légal d'ouverture des droits

Date de naissance	Salariés du secteur privé, indépendants et catégories sédentaires de la fonction publique	Catégories actives de la fonction publique
Avant le 01/07/1951	60 ans	55 ans
Du 01/07/1951 au 31/12/1951	60 ans et 4 mois	55 ans
En 1952	60 ans et 9 mois	55 ans
En 1953	61 ans et 2 mois	55 ans
En 1954	61 ans et 7 mois	55 ans
Du 01/01/1955 au 30/06/1956	62 ans	55 ans
Du 01/07/1956 au 31/12/1956	62 ans	55 ans et 4 mois
En 1957	62 ans	55 ans et 9 mois
En 1958	62 ans	56 ans et 2 mois
En 1959	62 ans	56 ans et 7 mois
À partir de 1960	62 ans	57 ans

Source > Législation.

SOURCE : Arnaud (2021).

TABLEAU 2.2 : Âge d'annulation de la décote

Date de naissance	Salariés du secteur privé et indépendants	Catégories sédentaires de la fonction publique	Catégories actives de la fonction publique
1945	65 ans	sans objet	sans objet
1946	65 ans	61 ans	sans objet
1947	65 ans	61 ans et 6 mois	sans objet
1948	65 ans	62 ans	sans objet
1949	65 ans	62 ans et 3 mois	sans objet
1950	65 ans	62 ans et 6 mois	sans objet
Du 01/01/1951 au 30/06/1951	65 ans	62 ans et 9 mois	56 ans
Du 01/07/1951 au 31/08/1951	65 ans et 4 mois	63 ans et 1 mois	56 ans
Du 01/09/1951 au 31/12/1951	65 ans et 4 mois	63 ans et 4 mois	56 ans
Du 01/01/1952 au 31/03/1952	65 ans et 9 mois	63 ans et 9 mois	56 ans et 6 mois
Du 01/04/1952 au 31/12/1952	65 ans et 9 mois	64 ans	56 ans et 6 mois
Du 01/01/1953 au 31/10/1953	66 ans et 2 mois	64 ans et 8 mois	57 ans
Du 01/11/1953 au 31/12/1953	66 ans et 2 mois	64 ans et 11 mois	57 ans
Du 01/01/1954 au 31/05/1954	66 ans et 7 mois	65 ans et 4 mois	57 ans et 3 mois
Du 01/06/1954 au 31/12/1954	66 ans et 7 mois	65 ans et 7 mois	57 ans et 3 mois
1955	67 ans	66 ans et 3 mois	57 ans et 6 mois
Du 01/01/1956 au 30/06/1956	67 ans	66 ans et 6 mois	57 ans et 9 mois
Du 01/07/1956 au 31/08/1956	67 ans	66 ans et 6 mois	58 ans et 1 mois
Du 01/09/1956 au 31/12/1956	67 ans	66 ans et 6 mois	58 ans et 4 mois
Du 01/01/1957 au 31/03/1957	67 ans	66 ans et 9 mois	58 ans et 9 mois
Du 01/04/1957 au 31/12/1957	67 ans	66 ans et 9 mois	59 ans
Du 01/01/1958 au 31/10/1958	67 ans	67 ans	59 ans et 8 mois
Du 01/11/1958 au 31/12/1958	67 ans	67 ans	59 ans et 11 mois
Du 01/01/1959 au 31/05/1959	67 ans	67 ans	60 ans et 4 mois
Du 01/06/1959 au 31/12/1959	67 ans	67 ans	60 ans et 7 mois
1960	67 ans	67 ans	61 ans et 3 mois
1961	67 ans	67 ans	61 ans et 6 mois
1962	67 ans	67 ans	61 ans et 9 mois
1963	67 ans	67 ans	62 ans

Source > Législation.

SOURCE : Arnaud (2021).

TABLEAU 2.3 : Durée d'assurance requise pour le taux plein

En trimestres

Génération	Salariés du secteur privé et indépendants	Catégories sédentaires de la fonction publique	Catégories actives de la fonction publique
1943	160	150	150
1944	160	152	150
1945	160	154	150
1946	160	156	150
1947	160	158	150
1948	160	160	150
1949	161	161	152
1950	162	162	154
1951	163	163	156
1952	164	164	158
1953	165	165	160
1954	165	165	161
1955	166	166	162
1956	166	166	163
1957	166	166	165
1958	167	167	165
1959-1960	167	167	166
1961	168	168	166
1962-1963	168	168	167
1964-1965	169	169	167
1966	169	169	168
1967-1968	170	170	168
1969	170	170	169
1970-1971	171	171	169
1972	171	171	170
1973-1974	172	172	170
1975-1977	172	172	171
1978 et suivantes	172	172	172

Note > Pour les catégories actives de la fonction publique, la durée dépend également du mois de naissance pour certaines générations. Par souci de simplification, la durée présentée est celle correspondant au plus grand nombre de mois concernés dans l'année.

Source > Législation.

SOURCE : Arnaud (2021).

2 Les principaux régime de retraite

2.1 Les régimes des salariés du secteur privé

Les salariés du secteur privé sont affiliés à la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) aussi appelée « régime général » dans la mesure où c'est le régime de retraite qui compte le plus d'affiliés. Les salariés agricoles constituent une exception : ils sont affiliés à la Mutuelle Sociale Agricole (MSA). Les salariés du secteur privé sont également affiliés au régime complémentaire Agirc-Arrco géré par les partenaires sociaux.

Dans les régimes de base que sont la Cnav et la MSA la pension de retraite est calculée à partir d'un salaire de référence calculé à partir des 25 meilleures années de l'assuré⁸. Ce salaire de référence se voit ensuite appliquer un coefficient de proratisation, ratio entre la durée validée dans le régime par l'assuré et la durée requise, et un taux de liquidation (taux plein, décote ou surcote) qui dépend à la fois de la durée validée par l'assuré et de l'âge auquel l'assuré liquide ses droits à pension. Une fois liquidée, la pension de retraite est ensuite revalorisée annuellement de manière à suivre l'indice des prix à la consommation hors tabac.

Dans le régime complémentaire Agirc-Arrco, les assurés acquièrent des points tout au long de leur carrière en fonction des cotisations qu'ils versent et de la valeur d'achat du point. A la date de liquidation des droits de l'assuré, ces points sont convertis en une pension de retraite en multipliant le nombre de points acquis par l'assuré par la valeur de service du point d'une part, et par un coefficient de liquidation d'autre part. Ce coefficient dépend à la fois de la durée validée par l'assuré et de l'âge auquel l'assuré liquide ses droits à retraite. Une fois liquidée, la pension de retraite est ensuite revalorisée annuellement au même rythme que la valeur de service du point. En théorie cette revalorisation suit l'indice des prix à la consommation (IPC) hors tabac. En pratique la valeur de service du point a régulièrement évolué à un rythme moins favorable que l'IPC (mesures de sous-indexation).

2.2 Les régimes des salariés du secteur public

Les fonctionnaires de l'État sont affiliés au Service des retraites de l'État (SRE)⁹ alors que les agents des Fonctions publiques territoriale et hospitalière sont affiliés à la Caisse Nationale des Retraites des Agents des Collectivité Locales (CNRACL). Tous les fonctionnaires sont en outre affiliés au Régime additionnel de la fonction publique (RAFP). A noter que les agents

⁸La réglementation a beaucoup évolué sur ce point : il s'agissait à l'origine des 10 dernières années, puis des 10 meilleures, durée qui a progressivement été étendue à 25 années. A noter également que pour le calcul de ce salaire moyen les salaires pris en compte sont plafonnés au plafond de la Sécurité Sociale (PSS). Celui-ci s'élève à 41 136 euros en 2022.

⁹Cette affiliation concerne à la fois les fonctionnaires civils, les militaires et les magistrats.

non titulaires de la fonction publique sont affiliés au régime général (comme ceux du privé) et au régime complémentaire de l'Institut de Retraite Complémentaire des Agents Non Titulaires de l'État et des Collectivités locales (Ircantec) qui fonctionne de manière similaire à celui de l'Agric-Arrco.

Dans les régimes de base que sont le SRE et la CNRACL la pension de retraite est calculée à partir d'un salaire de référence calculé sur les six derniers mois du traitement indiciaire du fonctionnaire¹⁰. Ce salaire de référence se voit ensuite appliquer, comme dans le régime général, un coefficient de proratisation et un taux de liquidation. Une fois liquidée, la pension de retraite est ensuite revalorisée annuellement de manière à suivre l'indice des prix à la consommation hors tabac.

Dans le régime complémentaire RAFP, les assurés acquièrent des points tout au long de leur carrière en fonction des cotisations qu'ils versent et de la valeur d'achat du point. Ces cotisations sont calculées sur la base de la seule composante non-indiciaire de la rémunération. A la date de liquidation des droits de l'assuré, ces points sont convertis en une pension de retraite en multipliant le nombre de points acquis par l'assuré par la valeur de service du point d'une part, et par un coefficient de liquidation d'autre part.

Les agents de certaines entreprises publiques bénéficient également de régimes au fonctionnement similaire¹¹ : agents de la SNCF, de la RATP, de la Banque de France et des industries électriques et gazières (IEG). Ils ne sont en revanche pas affiliés au RAFP et ne bénéficient d'aucun régime complémentaire.

Dans tous ces régimes dits du secteur « public » certains agents qui exercent dans des corps de métier considérés comme dangereux ou pénibles peuvent bénéficier de dérogation par rapport aux règles d'âges et de durée de droit commun. C'est le cas par exemple des militaires, des policiers, des gendarmes, des contrôleurs aériens, des surveillants pénitentiaires, des sapeurs-pompiers, des aides-soignants, des infirmiers, des conducteurs de train ou de métros, des chauffeurs de bus, des agents mécaniciens des industries électriques et gazières, des agents chargés de l'entretien des réseaux d'égouts, etc.

2.3 Les régimes des non-salariés

Selon leur corps de métiers les non-salariés peuvent être couverts par des régimes très différents. Les artisans-commerçants sont affiliés à la Sécurité sociale des indépendants (SSI)¹² dont les règles sont très proches de celles du régime général. Ils sont en outre affiliés au régime complémentaire des indépendants (SSI complémentaire) dont les modalités

¹⁰Ce traitement indiciaire inclut en moyenne 70 % de la rémunération d'un fonctionnaire, le reste de sa rémunération étant composée d'éléments non indiciaires.

¹¹On parle communément de régimes « spéciaux ».

¹²Anciennement Régime social des indépendants (RSI).

de fonctionnement sont proches de celles de l'Agirc-Arrco. Les professions libérales sont affiliées à la Caisse nationale vieillesse des professions libérales (CnavPL) et à des régimes complémentaires (parfois aussi supplémentaires) qui varient selon la profession exercée (pharmacien, médecin, kinésithérapeute, podologues, orthophonistes, sages-femmes, etc.). La plupart de ces régimes sont des régimes « en points » à l'image de l'Agirc-Arrco. D'autres professions réglementées ont également des régimes propres (les avocats, les notaires, les agents d'assurance, les marins-pêcheurs, etc.).

3 Les règles de calcul des pensions de retraite dans les différents régimes

Le calcul de la pension dans les régimes en annuités (régimes alignés et régimes de la fonction publique) s'effectue selon la formule suivante :

$$pension = SalaireRef * TxLiq * TxProrat$$

Le calcul de la pension dans les régimes en points s'effectue selon la formule suivante :

$$pension = NombrePoints * ValeurPoint * TxLiq$$

Où :

- *TxLiq* correspond au taux de liquidation qui peut être minoré par une décote (ou un coefficient d'anticipation dans les régimes complémentaires) ou majoré par une surcote (dans les régimes qui appliquent une surcote viagère). Le calcul du taux de liquidation peut différer d'un régime à l'autre.
- *TxProrat* correspond au coefficient de proratisation, c'est-à-dire au ratio de la durée d'assurance validée par l'assuré dans le régime et de la durée requise pour une carrière pleine (sans pouvoir dépasser 100 %). La durée requise pour une carrière pleine est définie par la réglementation (par exemple 41,5 ans pour la génération 1957 qui atteint 62 ans en 2019, voir tableau 2.3).
- *SalairesRef* correspond au salaire de référence sur la base duquel la pension est calculée. Il s'agit de la moyenne des 25 meilleures années dans les régimes alignés et du traitement indiciaire des 6 derniers mois dans les régimes de la fonction publique.
- *NombrePoints* correspond au nombre de points acquis dans le régime.
- *ValeurPoint* correspond à la valeur de service du point, permettant de convertir les points acquis en montant de pension en euros.

D'autres éléments peuvent ensuite venir majorer la pension comme la majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants ou un mécanisme de minimum de pension.

4 Les apports de cette thèse concernant la connaissance du système de retraite français et de ses réformes

Les deux chapitres qui composent cette partie éclairent deux composantes différentes du système de retraite. Le **chapitre 3** analyse de manière statique les dispositifs de solidarité du système à l'aide de données administratives. Il actualise les résultats d'une publication passée (basée sur des données datant de 2012) en affinant le cadre conceptuel de l'exercice. Cela passe notamment par une distinction entre les mécanismes de solidarité au « sens strict » et au « sens large ». Le **chapitre 4** utilise une approche dynamique et mobilise un modèle de micro-simulation pour évaluer l'impact des dernières réformes du système sur l'équité inter et intra-générationnelle. Ces réformes avaient déjà fait l'objet de plusieurs études d'évaluation de politique publique concernant leurs effets sur la durée de retraite ou encore le montant des pensions. L'apport de ce chapitre est d'étudier leurs effets plus spécifiquement sur l'équité du système à l'aide d'indicateur définis par le Conseil d'orientation des retraites (COR).

Chapitre 3

Les dispositifs de solidarité dans le système de retraite français¹

Résumé du chapitre

Le système de retraite français intègre à la fois une logique contributive dans laquelle les assurés acquièrent des droits à retraite en contrepartie des cotisations versées et une logique non-contributive dans laquelle des droits sont acquis au titre de la solidarité nationale. Cette dernière prend la forme de divers dispositifs de solidarité rentrant en compte dans le calcul du montant de la pension de retraite et qui représentent au total 43,8 milliards d'euros en 2016, soit 16,3 % de la masse des pensions de droit direct servie par le système de retraite, cette proportion étant relativement variable d'un régime de retraite à l'autre.

Certains dispositifs, comme la majoration de pension destinée aux parents d'au moins trois enfants (8 milliards d'euros en 2016) ou les mécanismes de minimums de pension (8,5 milliards d'euros en 2016) majorent directement la pension des retraités qui en bénéficient.

D'autres dispositifs augmentent le nombre de trimestres (dans les régimes en annuités) ou le nombre de points (dans les régimes en points) pour calculer la pension. Des trimestres sont accordés aux assurés qui connaissent des interruptions de carrière (10,1 milliards d'euros, soit 3,8 % du total des pensions servies) ou au titre de la naissance et de l'éducation des enfants (6,9 milliards d'euros, soit 2,5 % du total).

Globalement, l'apport de ces dispositifs de solidarité à la pension de retraite est d'autant plus important que la pension du retraité est modeste. Ainsi, pour les assurés du premier quartile de la distribution des pensions, la part de la solidarité est de 49,3 % contre 10,1 % pour ceux du quatrième quartile. Pour les retraités les plus modestes, les mécanismes comme les minimums de pension ou encore les trimestres non directement cotisés qui viennent compenser les trous de carrière constituent une part importante de leur pension. Néanmoins, les retraités les plus aisés bénéficient aussi de certains dispositifs comme la majoration de pension pour les parents d'au moins trois enfants ou encore les possibilités de départ anticipé.

¹Ce chapitre a donné lieu à une publication dans la collection *les Dossiers de la Drees* : Cheloudko, P., Martin, H. & Tréguier, J. (2020). « Retraite : les dispositifs de solidarité représentent 22 % des pensions versées aux femmes et 12 % pour les hommes », *Les Dossiers de la Drees*, 49.

Sommaire du chapitre

1	Introduction	109
2	Présentation des principaux dispositifs de solidarité du système de retraite	110
2.1	Dispositifs majorant directement la pension de retraite de leurs bénéficiaires	110
2.2	Dispositifs venant augmenter le nombre d'annuités ou le nombre de points pour calculer la pension	111
2.3	Dispositifs permettant d'anticiper la liquidation à taux plein, même en cas de durée validée insuffisante	112
2.4	Dispositifs permettant à leurs bénéficiaires de prendre leur retraite avant l'âge légal d'ouverture des droits	113
3	Quantifier les dispositifs de solidarité de retraite : un exercice conventionnel	114
3.1	Source et champ	114
3.2	Méthodologie de l'estimation	117
3.3	Comment définir les « dispositifs explicites de solidarité » ?	119
3.4	Des différences par rapport aux précédents chiffrages	121
4	Décomposition des masses de prestations	122
4.1	Évaluation des masses financières liées aux dispositifs explicites de solidarité	122
4.2	La part de solidarité varie fortement d'un régime à l'autre	125
5	L'apport des mécanismes de solidarité est très variables selon les caractéristiques individuelles des retraités	129
5.1	La part des dispositifs de solidarité est plus élevée chez les femmes que chez les hommes	130
5.2	La part des dispositifs de solidarité est un peu supérieure chez les retraités non-résident en France que chez ceux qui résident en France	131
5.3	Le poids de la solidarité décroît globalement avec le niveau de la pension	133
5.4	Les dispositifs de solidarité représentent une part importante des droits des mères de familles nombreuses	137
5.5	Une part de la solidarité plus élevée chez les retraités âgés	141
6	Conclusions	143
	Annexes	146
3.A	Décomposition des masses de prestations versées par les principaux régimes de retraite	146
3.B	Le calcul des pensions en équivalent carrière complète (EQCC)	149

1 Introduction

Le système de retraite français se fixe plusieurs objectifs. D'abord celui de garantir « aux retraités le versement de pensions en rapport avec les revenus qu'ils ont tirés de leur activité »². En outre, « La Nation assigne également au système de retraite par répartition un objectif de solidarité entre les générations et au sein de chaque génération, notamment par l'égalité entre les femmes et les hommes, par la prise en compte des périodes éventuelles de privation involontaire d'emploi, totale ou partielle, et par la garantie d'un niveau de vie satisfaisant pour tous les retraités ». Le système de retraite intègre donc à la fois une logique « contributive », dans laquelle une partie des droits à retraite sont acquis en contrepartie des cotisations versées par les assurés, et une logique « non-contributive » au sens où les assurés acquièrent des droits complémentaires au titre de la solidarité nationale, sans lien direct avec les cotisations versées. Cette logique « non-contributive » prend la forme de différents dispositifs. Certains sont explicites, comme les droits familiaux ou les minimums de pension par exemple. D'autres découlent des règles mêmes de calcul des droits, comme le calcul du salaire de référence sur une partie (et non la totalité) de la carrière. Ce chapitre se concentre sur les dispositifs explicites de solidarité. La distinction entre contributivité et solidarité est parfois floue et le partage entre les deux est donc pour partie conventionnel. Pour cette raison, les dispositifs versés au titre de la solidarité au « sens strict » sont distingués de ceux relevant de la solidarité au « sens large ». Sauf mention du contraire, seuls les dispositifs explicites relevant de la solidarité au sens strict sont commentés par la suite.

Cette étude dresse un panorama, au 31 décembre 2016, des effets des principaux dispositifs explicites de solidarité du système de retraite français. Le fonctionnement de chacun de ces dispositifs fait l'objet d'une explication détaillée, ainsi que d'une estimation des masses financières qu'il représente et de son effet sur les pensions moyennes de sous-populations de retraités (construites selon le sexe, le régime d'affiliation, le nombre d'enfant ou le niveau des pensions). Ces travaux constituent une extension des résultats publiés par la Drees (à partir de données datant du 31 décembre 2012) (Andrieux *et al.*, 2016). Cette nouvelle étude corrobore les conclusions de ces travaux passés, tout en affinant le cadre conceptuel de l'exercice. Le coeur du chapitre détaille la part de la solidarité pour des sous-groupes d'assurés, construits selon des caractéristiques propres des individus (sexe, nombre d'enfants, âge) ou des situations à la retraite (quartile de pension, régime de retraite).

Le chapitre est structuré de la façon suivante : la première partie explique les mécanismes de solidarité qui figurent dans le champ de l'étude. La deuxième partie détaille la source et la méthodologie mobilisées. La troisième partie présente une estimation, pour l'année 2016, des masses de prestations liées aux différents dispositifs de solidarité, en analysant les

²II de l'article L111-2-1 du code de la Sécurité sociale.

différences entre régimes de retraite. Enfin, la dernière partie se concentre sur l'effet de ces dispositifs sur les pensions moyennes des différentes sous-populations de retraités

2 Présentation des principaux dispositifs de solidarité du système de retraite

Seuls les mécanismes « explicites » de solidarité figurent dans le champ de cette étude. Cela exclut les mécanismes de redistribution « implicites » liés par exemple à la règle des 150 heures Smic pour la validation d'un trimestre (soit 600 heures Smic pour valider une année), ou encore la règle des 25 meilleures années pour le calcul des pensions au sein des régimes alignés³. Ces mécanismes sont qualifiés d'implicites car ils sont les simples conséquences des formules de calcul des pensions : ils ne constituent pas des dispositifs en tant que tel et n'ont pas forcément été conçus dans une optique de redistribution.

Seuls les dispositifs explicites de solidarité sont pris en compte. Certains d'entre eux viennent directement majorer la pension de retraite des assurés qui en bénéficient. D'autres dispositifs augmentent le nombre d'annuités ou le nombre de points pour calculer la pension. D'autres enfin autorisent leurs bénéficiaires à partir à la retraite de manière anticipée, avant l'âge légal d'ouverture des droits. Les sous-sections qui suivent décrivent le fonctionnement de ces mécanismes.

2.1 Dispositifs majorant directement la pension de retraite de leurs bénéficiaires

- **Les majorations de pension accordées aux parents d'au moins trois enfants** La plupart des régimes de retraite⁴ accorde une majoration proportionnelle du montant de la pension de retraite dès lors que le pensionné a eu ou a élevé au moins trois enfants. Le taux de majoration varie en fonction des régimes (10 % au régime général; 10 % à la fonction publique pour trois enfants et 5 % par enfant supplémentaire). Dans les régimes complémentaires Agirc et Arrco, le mécanisme de la bonification a fait l'objet d'une réforme en 2012, visant à harmoniser les règles entre assurés. Cette majoration concerne le père et la mère des enfants. Elle porte à la fois sur la pension de droit direct et sur la pension de droit dérivé. Néanmoins, dans cette étude, nous ne considérons dans le poids de la solidarité que la partie de la majoration issue des droits propres.

³Le terme de régime aligné renvoie à l'ensemble constitué du régime général, du RSI (devenu depuis le SSI) et de la MSA salarié.

⁴Un tel dispositif n'existe pas pour l'essentiel des professions libérales (affiliés à la CnavPL et à la CNBF), ou pour les droits acquis par les fonctionnaires sur la composante non-indicataire de la rémunération (RAFP).

- **Les minima de pension** Dans les régimes de base en annuités, lorsqu'un assuré part à la retraite au taux plein, si sa pension est inférieure à un certain montant, il peut bénéficier d'un mécanisme de majoration de pension, destinée à porter sa pension à un niveau minimum. Le niveau du minimum de pension est proratisé en fonction du nombre de trimestres validés par l'assuré. De tels dispositifs n'existent pas dans tous les régimes de retraite et diffèrent d'un régime à l'autre parmi ceux qui en sont dotés. Les principaux sont le minimum contributif servi par le régime général et les régimes alignés (630 euros mensuels en 2016, pour une carrière complète qui peuvent être majorés de 58 euros si l'assuré remplit une condition portant sur le nombre de trimestres cotisés) et le minimum garanti servi par les régimes de la fonction publique (1 144 euros mensuels en 2016 pour 40 années de services)⁵.

2.2 Dispositifs venant augmenter le nombre d'annuités ou le nombre de points pour calculer la pension

- **L'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF)** Instaurée en 1972, l'AVPF permet aux parents qui n'ont pas d'activité ou qui l'ont réduite suite à la naissance d'un enfant, de valider des trimestres auprès du régime général, avec un report au compte d'un montant équivalent au Smic. L'assuré qui ne travaille pas acquiert ainsi des droits, nécessairement au régime général (quel que soit son éventuel régime d'affiliation antérieur à l'arrêt ou la diminution de l'activité) comme s'il travaillait au Smic. En revanche, il n'acquiert pas directement de droits dans les complémentaires Agirc-Arrco, sous forme de points. Le bénéfice de l'AVPF est soumis à des conditions de ressources (individuelles et du ménage) et de bénéfice de certaines prestations familiales. Il est également soumis à des conditions d'âge et de rang du benjamin. Dans le calcul de la pension (voir encadré 2), l'AVPF affecte donc potentiellement les trois termes du calcul : le taux de liquidation, le coefficient de proratisation et le calcul du salaire de référence. En outre, dans la mesure où elle réduit ou annule la décote, l'AVPF peut également améliorer indirectement le montant de la pension versée par les complémentaires, en réduisant les coefficients d'anticipation.
- **La majoration de durée d'assurance pour enfant (MDA)** La MDA pour enfant permet aux parents de bénéficier de trimestres au titre de l'accouchement ou de l'éducation des enfants. Au régime général, pour les enfants nés avant 2010, 8 trimestres par enfant sont accordés aux mères (pour les enfants nés après 2010, 4 trimestres sont accordés

⁵Les barèmes des minima de pension ne sont pas comparables entre la fonction publique et les salariés du secteur privé, du fait des différences de structure entre régimes de retraite. Dans les régimes alignés, la pension de base est complétée par une ou plusieurs pensions versée(s) par un régime complémentaire. À l'inverse, les régimes de la fonction publique sont des régimes « intégrés » dans lesquels il n'y a pas l'équivalent des régimes complémentaires (les droits acquis sur la partie non-indiciaire de la rémunération jouent un rôle marginal).

aux mères au titre de l'accouchement et 4 trimestres par enfant sont à répartir entre le père et la mère au titre de l'éducation mais sont par défaut attribués à la mère). Dans les régimes de la fonction publique, 4 trimestres (respectivement 2 trimestres) par enfant sont accordés aux mères pour les enfants nés avant 2004 (respectivement après 2004). À l'inverse de l'AVPE, la MDA n'affecte potentiellement que deux termes du calcul de la pension : le taux de liquidation et le coefficient de proratisation. Certains trimestres de MDA n'ont aucun effet sur la pension des assurés. Par exemple, si un assuré part à la retraite à l'âge d'ouverture des droits avec le taux plein acquis par la durée cotisée, les trimestres de MDA acquis au titre des enfants n'ont aucun effet sur sa pension. Cela correspond à l'esprit de l'introduction de ces majorations, qui visaient non pas à augmenter systématiquement les pensions des mères, mais à augmenter les durées validées des mères qui avaient une carrière incomplète sur la base des seuls trimestres cotisés ou assimilés.

- **Les autres majorations de durée** Dans certains régimes, il existe des majorations de durée autre que la MDA pour enfant. Certains agents de la fonction publique et des régimes spéciaux peuvent bénéficier, sous certaines conditions, de majorations de durée⁶ au titre de services insalubres (c'est le cas par exemple des agents des réseaux souterrains des égouts) ou dangereux (c'est le cas par exemple des policiers, des pompiers, des surveillants pénitentiaires, etc.); au titre du dépaysement pour les services rendus hors d'Europe; ou encore au titre des campagnes militaires.
- **Les périodes assimilées et points gratuits** Certaines situations permettent de valider des trimestres dits « assimilés » dans les régimes de base en annuités et/ou d'acquérir des points dits « gratuits » auprès des régimes en points. Il s'agit notamment des périodes de chômage indemnisé, de certaines périodes de chômage non indemnisé, de maladie, de maternité, de préretraite, de service national, de la reconversion, de la formation, de l'invalidité, des accidents du travail, etc.

2.3 Dispositifs permettant d'anticiper la liquidation à taux plein, même en cas de durée validée insuffisante

- **Les liquidations au taux plein pour inaptitude ou invalidité** Les assurés reconnus inaptes bénéficient d'une retraite à taux plein dès l'âge d'ouverture des droits (art. L. 351-7 et L. 351-8.1). Par conséquent, ils sont éligibles au minimum contributif. En outre, lorsque le titulaire d'une pension d'invalidité atteint l'âge légal minimal, sa pension

⁶En général, ces majorations sont appelées bonification de durée de services. Pour simplifier la lecture, nous les regrouperons avec les autres majorations de durée et les appellerons ainsi.

d'invalidité est automatiquement remplacée par sa pension de retraite⁷ liquidée au taux plein (art. L. 341-15). Dans les régimes spéciaux (dont ceux de la fonction publique), la reconnaissance d'une inaptitude définitive à exercer tout emploi conduit à la mise à la retraite pour invalidité, quel que soit son âge : l'assuré perçoit une pension, qualifiée d'invalidité, qui est calculée exactement comme une pension de retraite avec, comme au régime général, le bénéfice taux plein. Quand il atteint l'âge légal d'ouverture des droits, sa pension n'est pas recalculée. Dans cette étude, on distingue conventionnellement les pensions d'invalidité des fonctionnaires des pensions de retraites : avant l'âge légal d'ouverture des droits, c'est une pension d'invalidité (non prise en compte dans cette étude) ; après l'âge légal d'ouverture des droits, c'est une pension de retraite.

2.4 Dispositifs permettant à leurs bénéficiaires de prendre leur retraite avant l'âge légal d'ouverture des droits

- **Les départs anticipés pour motifs familiaux** Avant la réforme de 2010, les fonctionnaires ou agents d'un régime spécial, et parents d'au moins trois enfants, qui avaient cessé ou réduit leur activité professionnelle pendant au moins 2 mois consécutifs aux moments de leurs naissances, avaient la possibilité de partir à la retraite pour motif « familial » si elles justifiaient d'au moins 15 années de services. Ce dispositif est désormais en extinction : seuls les parents qui vérifiaient les conditions d'éligibilité (durée de carrière, 3 enfants et réduction d'activité) à la date du 1er janvier 2012 peuvent continuer à en bénéficier.
- **Les départs anticipés au titre de la catégorie** Certains agents de la fonction publique et des régimes spéciaux⁸ ont également la possibilité d'anticiper leur départ à la retraite s'ils appartiennent à des corps de métiers dont les missions sont dangereuses ou pénibles. Ce dispositif est qualifié de « départ au titre de la catégorie » car ces corps de métiers sont classés parmi des catégories spécifiques d'emploi public, comme la catégorie active. C'est le cas par exemple des policiers, des militaires, des surveillants pénitentiaires, des sapeurs-pompiers, des conducteurs de train, des contrôleurs aériens, de certains agents de la fonction publique hospitalière, etc.
- **Les départs anticipés pour « carrière longue »** Créé par la réforme de 2003⁹, le dispositif « carrière longue » permet aux assurés qui ont commencé leur carrière avant 20 ans et qui ont cotisé suffisamment de trimestres de partir à la retraite dès 60 ans, voire

⁷En pratique, pour les assurés du régime général, la pension d'invalidité est supprimée et l'assuré commence à bénéficier d'une pension de retraite (complétée le cas échéant de la majoration pour tierce personne). Les modalités de calcul de ces deux prestations diffèrent.

⁸Il s'agit ici essentiellement des agents de la RATP, de la SNCF et des IEG (Industries Électriques et Gazières).

⁹Loi du 21 août 2003 portant réforme des retraites.

dès 58 ans s'ils ont commencé leur carrière avant 16 ans. Les conditions d'éligibilité au départ anticipé pour carrière longue ont fait l'objet de plusieurs réformes depuis leur création; la dernière en date est celle de juillet 2012, qui avait assoupli les conditions. Le qualificatif de « solidarité » du dispositif « carrière longue » est néanmoins discutable dans la mesure où ce dispositif peut être considéré comme une contrepartie légitime accordée à des assurés qui ont fourni un effort contributif important au cours de leur carrière, puisqu'ils ont travaillé, et donc cotisé, longtemps. Pour cette raison, le dispositif de carrière longue ne figure pas dans la définition de la solidarité au sens strict proposée dans cette étude, mais seulement dans la définition la plus large.

- **Les départs anticipés au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante, etc.)** Ces divers dispositifs ouvrent droit à un départ anticipé à la retraite justifié par l'état de santé de l'assuré ou de l'un de ces proches. Les assurés handicapés ou en situation d'incapacité permanente, les travailleurs de l'amiante ou encore les salariés exposés à la pénibilité¹⁰ peuvent bénéficier de ces dérogations. Les fonctionnaires parents d'un enfant handicapé et justifiant d'au moins 15 années de services ont également la possibilité de partir à la retraite avant l'âge d'ouverture des droits de droit commun.

3 Quantifier les dispositifs de solidarité de retraite : un exercice conventionnel

Apprécier les masses financières associées aux divers dispositifs de solidarité n'est pas immédiat, car les formules permettant de calculer les montants de pension ne font pas intervenir ces dispositifs de façon additive. L'exercice est donc pour partie conventionnel et il importe de préciser l'approche retenue ici pour mesurer les effets des divers dispositifs. Cette partie détaille ainsi les méthodes ainsi que le champ sur lesquels s'appuie ce travail.

3.1 Source et champ

Les données mobilisées sont celles de l'*Échantillon interrégimes de retraités* (EIR) de 2016 (encadré), produit par la Drees, qui permet de connaître finement les caractéristiques de retraite d'un échantillon représentatif de personnes, vivantes au 31 décembre 2016 et qui perçoivent une pension de retraite sous forme de rente¹¹ ou bénéficient du minimum vieillesse

¹⁰Les points crédités sur le Compte professionnel de prévention (CPP) peuvent être utilisés par l'assuré pour anticiper son départ à la retraite.

¹¹Les retraités qui bénéficient uniquement d'un versement forfaitaire unique (VFU) car leurs droits constitués sont très faibles, ou qui n'ont pas liquidé leur(s) pension(s) de retraite ne sont pas dans le champ de cette étude.

(l'Aspa, allocation de solidarité aux personnes âgées). En 2016, le système de retraite a versé 303,7 milliards d'euros de prestations en rente à ces retraités¹² (tableau 3.1). Les masses de prestations servies au titre de l'ASPA, des pensions de réversion ou des majorations pour tierce personne¹³ sont isolées des masses de prestations servies au titre des droits directs, c'est-à-dire acquises en contrepartie de la carrière propre de l'assuré (et plus généralement des trimestres que celui-ci a validé). Ce sont ces dernières¹⁴ (268,9 milliards d'euros en 2016, soit 89 % de l'ensemble des prestations versées par le système de retraite) qui constituent le champ de l'étude. Ces masses de prestations de droit direct font l'objet d'une décomposition entre les différents mécanismes de solidarité détaillés dans la première partie (tableau 3.1).

¹²Plus précisément, il s'agit de l'équivalent annualisé des prestations en rente versées en décembre 2016 (montant de décembre multiplié par 12).

¹³Il s'agit de majorations de pensions accordées à l'assuré si celui-ci a à sa charge un enfant ou un conjoint au moment de son départ à la retraite, ou bien si celui-ci a besoin de l'aide d'un tiers pour accomplir les actes de la vie quotidienne.

¹⁴Dans la suite de ce chapitre, le terme de « pension » fait systématiquement référence aux pensions de droit direct sauf mention du contraire.

Encadré : l'Échantillon interrégimes de retraités (EIR) de la Drees

Les données mobilisées sont celles de l'Échantillon interrégimes de retraités (EIR) de 2016. Il s'agit d'un panel quadriennal collecté par la Drees auprès de la quasi-totalité des organismes de retraite obligatoire (régimes de base^a et régimes complémentaires légalement obligatoires). Ce système d'information contient de nombreuses informations détaillées sur les caractéristiques individuelles d'un échantillon anonyme de retraités : nature et montant des prestations versées, durée de carrière, âge de liquidation, etc. Les différents éléments constitutifs des pensions de retraite versées en rente y sont recensés (durée validée, taux et modalités^b de liquidation, trimestres assimilés, majorations de durée, salaire de référence, nombre et nature des points cumulés, bénéfice du minimum de pension, majorations de pensions, etc.). Au final, l'EIR constitue une base de données extrêmement riche, en informations comme en couverture statistique, puisqu'il contient des données concernant environ 650 000 individus. C'est donc une source unique pour mener, sur l'ensemble du système de retraite français, l'exercice de décomposition des pensions de droit direct entre les différents mécanismes de solidarité, qui constitue le cœur de cette étude.

Afin que cet échantillon soit représentatif de l'ensemble des retraités, des pondérations sont attribuées à chaque individu à partir des données démographiques présentes dans le répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP) tenu par l'Insee. Les pondérations sont également calculées de manière à assurer la cohérence entre les données de l'EIR et les données fournies par les principales caisses de retraite lors de l'enquête annuelle auprès des caisses de retraite de 2016, également réalisée par la Drees. L'ensemble des résultats présentés dans ce chapitre mobilise ce jeu de pondérations.

Le rapprochement, individu par individu, des montants en provenance des différents régimes (plus de 70 au total) permet de reconstituer la pension globale de chacun des retraités (droits directs et dérivés). L'EIR 2016, huitième vague du panel, porte sur la situation des retraités d'un régime de retraite français au 31 décembre 2016, quels que soient leurs lieux de naissance et de résidence. Les estimations présentées dans la suite de cette étude correspondent donc à l'équivalent annualisé des pensions de retraite versées en décembre 2016. L'échantillon, extrait du RNIPP, est constitué de personnes nées en janvier, avril, juillet et octobre de certaines générations. Le taux de sondage est compris entre 9,9 % et 0,8 % selon la génération.

^aLes régimes de la fonction publique (SRE et CNRACL) et d'autres régimes spéciaux, sont qualifiés d'« intégrés » car ils font office de régimes de base et de complémentaires, sont également pris en compte.

^bL'assuré a-t-il pris sa retraite au titre de l'invalidité ou de l'inaptitude? A-t-il bénéficié du dispositif de départ anticipé pour carrière longue? Pour les régimes spéciaux, relevait-il de la catégorie active? etc.

3.2 Méthodologie de l'estimation

La méthode d'estimation consiste à décomposer, pour chaque retraité, la pension de droit direct totale comme la somme de composantes liées à chaque dispositif. Précisément, il s'agit de décomposer l'écart entre la pension directe totale, perçue par l'assuré, et la pension de droit directe telle qu'elle serait calculée en l'absence de tout dispositif explicite de solidarité. Pour cela, on procède de la façon suivante :

- On retire les dispositifs explicites un à un, en estimant à chaque étape l'effet sur le montant de la pension versée. L'estimation dépend donc nécessairement de la séquence retenue des dispositifs. Par exemple, le fait de faire intervenir dans la séquence d'abord les majorations de durée d'assurance au titre des enfants (MDA) puis les trimestres assimilés a pour conséquence de majorer l'effet des premières au détriment des seconds (par exemple, le taux plein sera considéré comme acquis grâce aux MDA et non grâce aux trimestres assimilés). La séquence mise en œuvre est détaillée dans le tableau 3.1. Une méthode alternative pour l'estimation des masses de prestations issues des différents mécanismes de solidarité, qui n'a pas été retenue ici, aurait consisté en une analyse dispositif par dispositif. Avec cette approche, les masses de prestations sont estimées par différence entre un système purement contributif et le système purement contributif augmenté du seul dispositif dont on cherche à estimer l'effet ; l'effet de chacun des dispositifs étant ensuite calibré de manière à être cohérent avec le chiffrage du poids de l'ensemble des mécanismes de solidarité. Cependant, cette méthode a le défaut de nécessiter un calage de la part des masses des différents dispositifs pour obtenir le bon total. En effet, les masses associées à chacun des dispositifs, une fois sommées, ne donnent pas le bon total.
- Pour les dispositifs qui conduisent à valider des trimestres, on distingue l'effet sur le taux de liquidation et l'effet sur le coefficient de proratisation (voir encadré 2) :
 1. Ces trimestres validés mais non cotisés peuvent majorer le taux de liquidation, en réduisant ou annulant la décote, voire en majorant la surcote. Dans certains cas, des trimestres peuvent toutefois n'avoir aucun effet sur le taux de la pension : l'effet mesuré de ces trimestres sur le taux de liquidation est alors nul.
 2. Ces trimestres validés mais non cotisés peuvent majorer le coefficient de proratisation dans un régime en annuités. Ce n'est pas nécessairement le cas, si un assuré a une durée cotisée telle qu'elle lui assure le taux plein, car le coefficient de proratisation est plafonné à l'unité dans chaque régime (mais pas globalement).

Ces deux effets ne sont clairement pas identiques ; en particulier, que ces dispositifs affectent le taux de liquidation est une conséquence de la réforme de 1982, qui a permis aux assurés de partir au taux plein dès 60 ans. Avant cette réforme, la durée validée

n'affectait que le coefficient de proratisation, pas le taux de liquidation, qui dépendait uniquement de l'âge de l'assuré lors de son départ à la retraite, ainsi que de sa catégorie (invalidé, etc.).

- Les masses liées aux dispositifs de départs anticipés sont estimées à partir des masses servies aux assurés qui n'ont pas atteint l'âge légal d'ouverture des droits de droit commun au 31 décembre 2016 et qui ont liquidé leurs droits au titre de ces différents dispositifs.
- L'estimation est conduite, pour chaque individu, au niveau de chacune de ses pensions, versée par chacun de ses régimes d'affiliation. Par exemple, pour un retraité qui n'a acquis des droits qu'au régime général et à l'Arrco, et qui a connu un épisode de chômage, on estime séparément l'effet des trimestres validés au titre du chômage sur sa pension au régime général, l'effet de ces mêmes trimestres sur sa pension versée par l'Arrco (vraisemblablement du second ordre, en l'espèce), et l'effet des points acquis au titre de ses périodes de chômage sur sa pension versée à l'Arrco. Connaissant les effets de chacun de ces dispositifs pour la pension de droit direct reçue par chaque régime de retraite d'un assuré, on en déduit ensuite, en agrégeant sur l'ensemble des régimes de chaque assuré, l'effet de ces dispositifs pour l'assuré. En sommant sur les individus, on en déduit l'effet sur les sous-groupes d'individus considérés.
- Les seules données de l'EIR 2016 ne permettent pas de mesurer l'effet de l'AVPF sur le salaire annuel de référence via les revenus d'activité portés au compte. Cet effet est négligé, de sorte que les masses financières liées à ce dispositif sont mécaniquement sous-estimées¹⁵.

L'estimation des masses de prestations liées aux divers mécanismes repose sur l'hypothèse que les comportements de liquidation des assurés demeurent inchangés : l'assuré n'aurait pas modifié l'âge de son départ à la retraite s'il n'avait pas bénéficié de ces trimestres. En réalité, si les dispositifs n'existaient pas, certains assurés auraient vraisemblablement décalé leur liquidation, notamment pour ce qui concerne les dispositifs permettant de valider des trimestres. Les masses estimées traduisent donc bien les effets purement mécaniques des dispositifs via les formules de calcul des pensions (à âge de départ à la retraite donné) et non leur incidence sur la retraite (notion plus large intégrant aussi les impacts causaux sur les comportements).

¹⁵Pour la plupart des assurés, ce mécanisme conduit à une majoration du salaire de référence. Néanmoins, dans certains cas il peut aboutir à une minoration de ce dernier.

TABLEAU 3.1 : Construction des agrégats par soustractions successives des différents dispositifs de solidarité

<i>Retraite au sens étendu (A)</i>
- ASPA (a1)
= Masse de prestations (B)
- Majoration pour tierce personne (b1)
- Majoration pour enfants portant sur le droit dérivé (b2)
- Pension de réversion (hors majoration pour enfant) (b3)
= Masse de prestations de droit propre (C)
- Majoration pour enfants portant sur le droit propre (c1)
- Départ anticipé pour motifs familiaux (d1)
- Départ anticipé au titre de la catégorie (d2)
- Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue » (d3)
- Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante) (d4)
- Dispositifs de minimums de pension (e1)
- Points gratuits (f1)
- MDA au titre des enfants : effet sur le coefficient de proratisation (f2)
- MDA au titre des enfants : effet sur le taux de liquidation (f3)
- Autres majorations de durée : effet sur le coefficient de proratisation (f4)
- Autres majorations de durée : effet sur le taux de liquidation (f5)
- AVPF : effet sur le coefficient de proratisation (f6)
- AVPF : effet sur le taux de liquidation (f7)
- Trimestres assimilés : effet sur le coefficient de proratisation (f8)
- Trimestres assimilés : effet sur le taux de liquidation (f9)
- Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude (g1)
= Masse de prestations hors dispositif explicite de solidarité (H)
$(d1)+(d2)+(d3)+(d4)$ = Masses liées aux dispositifs de départ anticipé
$(f1)+(f2)+(f3)+(f4)+(f5)+(f6)+(f7)+(f8)+(f9)$ = Masses liées aux trimestres non cotisés directement et aux mécanismes de compensation des périodes assimilées
$(c1)+(d1)+(d2)+(d3)+(d4)+(e1)+(f1)+(f2)+(f3)+(f4)+(f5)+(f6)+(f7)+(f8)+(f9)+(g1)$ = Masses liées aux dispositifs de solidarité au sens large
$(c1)+(d1)+(d2)+(d4)+(e1)+(f1)+(f2)+(f4)+(f6)+(f8)$ = Masses liées aux dispositifs de solidarité au sens strict

3.3 Comment définir les « dispositifs explicites de solidarité » ?

Deux conventions sont proposées dans cette étude pour circonscrire le champ des « mécanismes explicites de solidarité » étudiés (tableau 3.2) :

- Une conception « au sens strict », qui recouvre les effets directs¹⁶ des droits (trimestres ou points) octroyés au titre de la solidarité, les majorations de pensions (minima et

¹⁶C'est-à-dire les effets sur le coefficient de proratisation dans les régimes en annuités et les effets sur le nombre total de points dans les régimes en points.

droits familiaux) et les départs anticipés pour motifs de catégorie ou familiaux. Cette conception exclut donc les départs anticipés au titre des carrières longues (d3), l'obtention du taux plein au titre de l'inaptitude ou de l'invalidité (g1), et l'effet des différents trimestres non directement cotisés sur le taux de liquidation de la pension (f3, f5, f7 et f9).

- Une conception « au sens large », qui inclut ces derniers, et recouvre donc l'ensemble des dispositifs énumérés dans le tableau 3.1 et portant sur le droit propre (entre les agrégats (C) et (H)).

La différence entre les deux conceptions correspond à tous les dispositifs dont on peut discuter soit la qualification « de solidarité » (par opposition à une optique contributive), soit le caractère « explicite ». Par exemple, du fait de sa condition de longue durée cotisée, le dispositif « carrière longue » peut aussi être considéré comme une contrepartie d'un effort contributif plus important des assurés qui ont commencé à travailler relativement jeunes. Similairement, l'octroi du taux plein dès l'âge légal d'ouverture des droits pour les assurés reconnus inaptes ou invalides peut être vu comme une conséquence de leur moindre espérance de vie, et donc de leur durée de retraite plus courte. Concernant l'effet des différents trimestres accordés au titre de la solidarité sur le taux de liquidation de la pension, c'est davantage la qualification comme un « dispositif explicite » qui peut être interrogée : l'effet peut être considéré comme « indirect » car il n'est que la conséquence de l'introduction de la durée d'assurance dans la formule de calcul du taux plein intervenue lors de la réforme de 1982. À cet égard, l'effet pourrait donc tout autant être comptabilisé parmi les mécanismes implicites de redistribution, en tant que partie de l'effet de la durée d'assurance sur les conditions de liquidation (effet qui est d'ordinaire considéré comme lié au « cœur du système » de retraite, plutôt que vu comme un dispositif explicite de solidarité). En outre, pour ce qui concerne l'effet des trimestres assimilés et des points gratuits, la définition « au sens strict » présente l'avantage d'être moins sensible aux effets de comportements et donc d'être plus robuste aux hypothèses de calcul. L'effet mécanique des dispositifs (calculé à comportements inchangés) est ainsi proche de leur incidence (calculé en tenant compte des effets sur les comportements). La définition « au sens large » conduit en revanche à des chiffrages qui varient selon les comportements et est donc plus sensible aux hypothèses conventionnelles. Pour toutes ces raisons cette étude met davantage l'accent sur les mécanismes de solidarité selon la convention « au sens strict ». En revanche, les estimations sur le champ de la solidarité « au sens large » sont également présentées.

TABLEAU 3.2 : Construction des notions de solidarité « au sens strict » et de solidarité « au sens large »

Dispositifs entrant dans la convention « au sens strict »
<ul style="list-style-type: none"> ■ Majoration pour enfants portant sur le droit propre (c1) ■ Départ anticipé pour motifs familiaux (d1) ■ Départ anticipé au titre de la catégorie (d2) ■ Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante) (d4) ■ Dispositifs de minimums de pension (e1) ■ Points gratuits (f1) ■ MDA au titre des enfants : effet sur le coefficient de proratisation (f2) ■ Autres majorations de durée : effet sur le coefficient de proratisation (f4) ■ AVPF : effet sur le coefficient de proratisation (f6) ■ Trimestres assimilés : effet sur le coefficient de proratisation (f8)
Dispositifs entrant dans la convention « au sens large » mais pas dans la convention « au sens strict »
<ul style="list-style-type: none"> ■ Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue » (d3) ■ MDA au titre des enfants : effet sur le taux de liquidation (f3) ■ Autres majorations de durée : effet sur le taux de liquidation (f5) ■ AVPF : effet sur le taux de liquidation (f7) ■ Trimestres assimilés : effet sur le taux de liquidation (f9) ■ Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude (g1)

3.4 Des différences par rapport aux précédents chiffrages

Par rapport au précédent exercice de décomposition des masses de prestations (Andrieux *et al.*, 2016) basé sur les données de l'EIR 2012, le contour de ce qui est retenu parmi les dispositifs explicites de solidarité a été affiné, en distinguant dorénavant un « sens strict » et un « sens large ». La décomposition « au sens strict » est plus réduite que celle au « sens large » : la différence tient à ce que les effets des dispositifs de trimestres non directement cotisés sur le taux de liquidation des pensions et l'attribution du taux plein pour invalidité ou inaptitude n'entrent pas dans la convention. La convention « au sens large » est en revanche plus large : elle inclut les masses de prestations liées aux liquidations au titre du dispositif de départ anticipé pour carrière longue, qui n'étaient jusque là pas quantifiées. Enfin, une erreur dans l'estimation du chiffrage précédent des effets des trimestres de compensation et

des majorations de durée a été détectée et corrigée pour cette version. Les chiffres de cette étude ne sont donc pas directement comparables avec les résultats de l'exercice précédent.

4 Décomposition des masses de prestations

Cette partie présente dans un premier temps une estimation du poids des masses financières liées aux différents dispositifs de solidarité, sur l'ensemble des retraités. Puis, dans un second temps, elle s'intéresse aux différences entre régimes. Les résultats montrent que la solidarité représente une part plus élevée des droits dans les régimes de base et intégrés que dans les régimes complémentaires.

4.1 Évaluation des masses financières liées aux dispositifs explicites de solidarité

En 2016, le système de retraite a versé 268,9 milliards d'euros de pensions de droits directs en rente à 16,1 millions de retraités¹⁷. Les masses financières liées à la solidarité explicite représentent 43,8 milliards d'euros selon la convention au sens strict et 60,9 milliards d'euros au sens large (respectivement 16,3 % et 22,7 % de la masse des prestations de droit direct) (tableau 3.3). De très nombreux retraités en bénéficient en effet : moins de 10 % ne sont concernés par aucun de ces dispositifs. Les majorations pour enfants (essentiellement les majorations pour les parents d'au moins trois enfants) représentent 3,0 % des masses de pension de droit propre versées et concernent environ 40 % des retraités. Les départs anticipés (hors départs anticipés pour carrière longue), c'est-à-dire l'ensemble des pensions de droits directs versées avant l'âge d'ouverture des droits de droit commun, représentent 3,8 % des droits propres, dont la majeure partie pour des départs anticipés au titre de la catégorie (catégories actives et militaires de la fonction publique). Les minima de pension représentent 3,2 % des droits propres, mais concernent également une proportion importante d'assurés (de l'ordre de 40 %). Enfin, les majorations de durée d'assurance et les compensations des périodes de non-emploi représentent 6,3 % des droits propres ; quasiment 90 % des assurés en bénéficient. Il s'agit notamment des droits acquis au titre des périodes dites assimilées (pour le chômage, en particulier) et des majorations de durée d'assurance pour les enfants. Les autres majorations de durée et les trimestres accordés au titre de l'AVPF jouent au second ordre. Les points gratuits au titre des périodes assimilées concernent 70 % des assurés, davantage que les trimestres assimilés, car une partie de ces derniers peut n'avoir aucun effet sur le montant de la pension dans les régimes de base en annuités (auquel cas ils ne sont pas comptés ici) tandis que tout point accordé augmente nécessairement directe-

¹⁷Équivalent annualisé des pensions versées en décembre de l'année.

ment la pension dans les régimes en points. Dans la conception plus large des dispositifs de solidarité, les droits versés au titre des départs anticipés pour carrière longue représentent 2,3 % de l'ensemble des droits directs. Le bénéfice du taux plein pour invalidité ou inaptitude augmente¹⁸ les droits propres de 0,6 %. Enfin, les effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement représentent 3,4 % : il s'agit en majorité des droits acquis au titre des périodes dites assimilées. Par rapport à 2012, la part des différents dispositifs reste globalement stable (tableau 3.4). On observe une légère augmentation de celle des départs anticipés au titre de la catégorie. Les masses financières liées aux départs anticipés au titre des carrières longues et « d'autres motifs » n'avaient pas été estimées dans l'étude de 2012, alors même que le dispositif « carrière longue » a fait l'objet d'un important assouplissement en 2012. Par ailleurs, l'AVPF représente une part un peu plus élevée des dépenses en 2016 qu'en 2012. Les droits familiaux de retraite représentent 16,2 milliards d'euros dans la définition « stricte », soit 6,0 % des masses de droits directs. Ils comprennent les majorations pour les parents d'au moins trois enfants, les départs anticipés pour motifs familiaux, les majorations de durée d'assurance pour enfants et l'effet des trimestres validés au titre de l'AVPF sur le coefficient de proratisation. Ces dispositifs concernent 9,2 millions de retraités. Les majorations de durée d'assurance au titre des enfants concernent moins de retraités que la majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants, pour deux raisons : d'une part, ce dernier dispositif touche les mères et les pères, tandis que les MDA concernent essentiellement les mères; d'autre part, tous les trimestres de MDA n'améliorent pas le montant de la pension (le coefficient de proratisation étant borné à 1). 2,3 millions de retraités bénéficient de l'AVPF (95 % sont des femmes). En intégrant l'effet de ces droits sur le taux de liquidation des pensions, c'est-à-dire dans la solidarité « au sens large », les droits familiaux représentent 19,4 milliards d'euros, soit 7,2 % des droits directs.

¹⁸Cette masse ne correspond pas à l'ensemble des pensions versées aux assurés qui bénéficient du taux plein au titre de l'invalidité ou de l'inaptitude, mais uniquement à l'avantage induit par l'acquisition automatique du taux plein; ainsi pour un assuré qui a liquidé ses droits au titre de l'inaptitude et qui aurait eu 8 trimestres de décote s'il avait liquidé sa pension à l'AOD sans bénéficier du taux plein pour inaptitude (et sans trimestres validés au titre de l'invalidité), l'avantage induit par l'acquisition automatique du taux plein correspond à l'annulation de cette décote.

TABLEAU 3.3 : Décomposition de la masse totale des pensions versées en 2016

	En milliards d'euros de 2016	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016	Effectifs (en millions)	Effectifs (en % de l'ensemble des retraités)
<i>Allocations du minimum vieillesse</i>	3,2		0,7	
Ensemble des pensions de retraite	303,7		17,1	
<i>Majoration pour tierce personne et personnes à charge</i>	0,5		0,2	
<i>Majoration pour enfant portant sur le droit dérivé</i>	1,2		2,0	
<i>Pension de réversion (ie droit dérivé)</i>	33,2	12,4%	4,4	
Total des pensions de droit propre	268,9	100,0%	16,1	100%
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	43,8	16,3%	14,9	93%
<i>Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants</i>	8,0	3,0%	6,4	40%
Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)	10,3	3,8%	0,5	3%
<i>Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives)</i>	8,2	3,0%	0,4	2%
<i>Départ anticipé pour motifs familiaux</i>	1,3	0,5%	0,1	1%
<i>Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)</i>	0,8	0,3%	0,1	0%
Minimums de pension	8,5	3,2%	6,3	39%
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	17	6,3%	14,0	87%
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	4,6	1,7%	5,4	34%
<i>Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)</i>	2,3	0,9%	1,4	8%
<i>Compensation des périodes de non-emploi :</i>				
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	2,3	0,8%	2,3	14%
<i>Trimestres assimilés (chômage, maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)</i>	6,1	2,3%	6,6	41%
<i>Points gratuits au titre des périodes assimilées</i>	1,7	0,6%	11,3	70%
Autres dispositifs de solidarité	17,1	6,4%	6,0	37%
<i>Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude</i>	1,6	0,6%	1,4	9%
<i>Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »</i>	6,1	2,3%	0,3	2%
<i>Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement</i>				
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	2,4	0,9%	1,6	10%
<i>Autres majorations de durée</i>	0,4	0,1%	0,4	2%
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,8	0,3%	0,7	4%
<i>Trimestres assimilés</i>	5,8	2,1%	2,7	17%
Dispositifs de solidarité « au sens large »	60,9	22,7%	15,2	94%

¹ Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Notes > Les effectifs renseignés sur la ligne « Montants de retraite liés aux dispositifs de solidarité au sens strict » correspondent au nombre de retraités bénéficiant d'au moins un dispositif. La masse de pension correspond au montant annualisé (multiplication par 12) des pensions versées en décembre 2016. L'ordre de neutralisation des différents dispositifs a un effet sur les montants estimés. **Lecture** - En 2016, les masses versées au titre des minimums de pension représentent 8,5 milliards d'euros, soit 3,2 % des masses de pension de droit propre. 6,3 millions de retraités en bénéficient.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension sous forme de rente ou bénéficiant de l'ASPA.

Source > EIR 2016, DREES.

TABLEAU 3.4 : Comparaison du poids des dispositifs de solidarité dans les prestations de droits directs en 2012 et 2016

	En milliards d'euros de 2016	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016	En % de la masse de prestations de droit propre en 2012
<i>Allocations du minimum vieillesse</i>	3,2		
Ensemble des pensions de retraite	303,7		
<i>Majoration pour tierce personne et personnes à charge</i>	0,5		
<i>Majoration pour enfant portant sur le droit dérivé</i>	1,2		
<i>Pension de réversion</i>	33,2	12,4%	
Total des pensions de droit propre	268,9	100,0%	100,0%
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	43,8	16,3%	16,1%
<i>Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants</i>	8	3,0%	3,1%
Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)	10,3	3,8%	3,4%
<i>Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives)</i>	8,2	3,0%	2,6%
<i>Départ anticipé pour motifs familiaux</i>	1,3	0,5%	0,7%
<i>Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)</i>	0,8	0,3%	Non disponible
Minimums de pension	8,5	3,2%	3,4%
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	17	6,3%	6,2%
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	4,6	1,7%	1,6%
<i>Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)</i>	2,3	0,9%	0,9%
<i>Compensation des périodes de non-emploi :</i>			
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	2,3	0,8%	0,6%
<i>Trimestres assimilés (chômage maladie, maternité invalidité, service militaire, etc.)</i>	6,1	2,3%	2,4%
<i>Points gratuits au titre des périodes assimilées</i>	1,7	0,6%	0,7%
Autres dispositifs de solidarité	17,1	6,4%	2,1%
<i>Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude</i>	1,6	0,6%	0,7%
<i>Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »</i>	6,1	2,3%	Non disponible
Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement			
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	2,4	0,9%	0,5% ²
<i>Autres majorations de durée</i>	0,4	0,1%	0,1% ²
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,8	0,3%	0,2% ²
<i>Trimestres assimilés</i>	5,8	2,1%	1,2% ²
Dispositifs de solidarité « au sens large »	60,9	22,7%	Non disponible

¹ Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

² Résultats non comparables du fait d'une correction entre les deux versions.

Notes > Les effectifs renseignés sur la ligne « Montants de retraite liés aux dispositifs de solidarité au sens strict correspondent au nombre de retraités bénéficiant d'au moins un dispositif. La masse de pension correspond au montant annualisé (multiplication par 12) des pensions versées en décembre 2016. L'ordre de neutralisation des différents dispositifs a un effet sur les montants estimés. En particulier, pour les trimestres non cotisés directement, cela majore les effets des dispositifs neutralisés en premier et minore ceux neutralisés en dernier.

Lecture > Les masses versées au titre des minimums de pension représentent 3,2 % des droits propres en 2016, et 3,4 % en 2012.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension sous forme de rente ou bénéficiant de l'ASPA.

Source > EIR 2016, DREES.

4.2 La part de solidarité varie fortement d'un régime à l'autre

La part des masses financières consacrées aux dispositifs explicites de solidarité varie fortement d'un régime de retraite à l'autre. La variation de ce ratio reflète les différences de réglementation et de profil d'assurés. Globalement, la part des droits directs due aux dispositifs de solidarité est plus élevée dans les régimes de la fonction publique que dans les

régimes de salariés du privé, et sensiblement plus faible dans les régimes complémentaires – non concernés par le minimum de pension notamment, et quasiment pas par les départs anticipés hors carrière longue - que dans les régimes de base. Avec la conception « stricte », la part des dispositifs explicites de solidarité est de 22,1 % dans les régimes de la fonction publique et de 13,3 % dans les régimes des salariés du secteur privé (figure 3.5). Cet écart tient pour l'essentiel au fait que ces derniers incluent à la fois des régimes de base en annuités et des régimes complémentaires en points (cf. ci-après) ; il apparaît nettement moins marqué si l'on compare les seuls régimes en annuités. Certains agents de la fonction publique bénéficient des départs anticipés au titre de la catégorie et pour motifs familiaux¹⁹, alors que ces dispositifs n'existent pas dans le secteur privé. À l'inverse, les fonctionnaires bénéficient moins des départs anticipés au titre des carrières longues car leurs carrières commencent en général plus tardivement, corollaire d'un niveau de diplôme plus élevé. La part du minimum de pension est également plus faible dans les prestations versées par les régimes de la fonction publique que dans celles versées aux anciens salariés du secteur privé, car les pensions de retraite des anciens fonctionnaires sont en moyenne plus élevées, du fait notamment de la structure de qualification (Arnaud, 2021). Par ailleurs, la part des majorations de durée – pour des motifs autres que les naissances et l'éducation des enfants – est plus élevée dans la fonction publique car certains agents bénéficient de majorations spécifiques (les policiers, les militaires, les surveillants pénitentiaires, les sapeurs-pompiers, etc.). Réciproquement, la part des trimestres assimilés est nettement plus faible dans la pension des anciens fonctionnaires, car ceux-ci ne sont pas touchés par le chômage (pendant les périodes où ils exercent en tant que fonctionnaires). En outre, certaines périodes assimilées, comme les périodes de maladie, sont réputées cotisées par les agents de la fonction publique, de sorte qu'elles n'entrent pas dans le champ des périodes assimilées. Enfin, le dispositif de MDA pour enfant est moins favorable pour les fonctionnaires (4 trimestres par enfant pour ceux nés avant 2004, et 2 trimestres pour ceux nés à partir de 2004) que dans le secteur privé (8 trimestres par enfant). Le poids de la solidarité est globalement nettement plus élevé dans les régimes de base (20,8 %) que pour les régimes complémentaires (4,3 %). Plusieurs mécanismes expliquent ces différences :

- Les minima de pension sont versés par les régimes de base.
- Pour les fonctionnaires, le régime de retraite est intégré (c'est-à-dire que les pensions versées par le SRE et la CNRACL font office de régime de base et de complémentaire). Comme les départs anticipés au titre de la catégorie, dans la fonction publique, représentent une part élevée des droits, le fait d'intégrer ces régimes à la catégorie des régimes de base majore l'écart entre les régimes de base (y compris régimes intégrés)

¹⁹Ceux-ci sont mis en extinction par la réforme de 2010, mais cette extinction n'est que progressive, et ces motifs continuent donc de jouer en 2016.

d'une part et les complémentaires d'autre part.

- Les droits acquis au titre des périodes assimilées augmentent davantage les droits dans les régimes de base que dans les régimes complémentaires.
- Les droits familiaux (majoration pour trois enfants, MDA et AVPF) sont globalement plus généreux dans les régimes de base que dans les complémentaires.

Dans le détail (tableau 3.A.2), la part des dispositifs de solidarité est supérieure à 50 % dans les prestations de retraite servies aux militaires en raison des nombreuses majorations de durée de services dont ils peuvent bénéficier (au titre des campagnes militaires notamment) mais surtout du fait des départs anticipés à la retraite dont ils bénéficient²⁰. Elle est également élevée dans les régimes alignés (20,2 %) et à la CNRACL (25,0 %), mais plus réduite au SRE civil²¹ (14,3 %) et dans les régimes complémentaires Agirc et Arrco (respectivement 4,1 % et 4,0 %). Dans le détail, certains mécanismes jouent plus dans certains régimes que dans d'autres, ce qui s'explique par deux facteurs :

- Différences de réglementation entre régimes. Par exemple, les minimums de pension n'existent pas dans les régimes complémentaires, les départs anticipés au titre de la catégorie et les majorations de durée non liées aux enfants concernent presque exclusivement les régimes de la fonction publique, le coefficient de proratisation ne concerne que les régimes de base, etc.
- Effets de composition des populations de retraités : par exemple, les retraités de l'Agirc sont d'anciens cadres ayant eu des carrières relativement plus favorables. Ils sont moins concernés par le chômage que les non-cadres et que leurs pensions de retraite sont plus élevées. Dans la fonction publique d'État, peu d'assurés bénéficient du minimum garanti car la plupart sont des agents de catégories A ou B (qui bénéficient de pensions de retraite supérieures au minimum garanti).

Au sein des régimes de la fonction publique, des différences notables peuvent être identifiées : la part des dispositifs de solidarité est nettement plus élevée dans les prestations versées aux anciens fonctionnaires hospitaliers et territoriaux (qui relèvent de la CNRACL) que dans celles servies aux anciens fonctionnaires d'État (qui relèvent du SRE).

Les dispositifs de départs au titre de la catégorie active représentent une part sensiblement plus importante des masses de prestations à la CNRACL qu'au SRE. D'une part, la proportion d'agents relevant de la catégorie active est légèrement plus élevée à la CNRACL qu'au SRE, notamment au sein de la fonction publique hospitalière : les bénéficiaires d'une retraite avant 62 ans du fait de la catégorie active sont 74 000 au SRE civil sur 1,5 million de retraités au total et 59 000 à la CNRACL sur un total de 1,1 million de retraités. D'autre part, la

²⁰Un militaire peut liquider ses droits à retraite dès lors qu'il justifie 15 années de services (ou 25 dans le cas d'un officier ou d'un sous-officier). Avec la réforme de 2010, ces deux conditions de durée de services sont respectivement portées à 17 et 27 années.

²¹« civil » signifie dans cette étude que les anciens militaires sont exclus du champ.

structure des pensions diffère fortement : au SRE les pensions des agents de la catégorie sédentaire sont plus élevées que celles des actifs tandis que c'est l'inverse à la CNRACL. Par ailleurs, les minima de pensions représentent une part plus importante des pensions car les agents de catégorie C, dont la pension de retraite est plus faible en moyenne, sont surreprésentés dans la fonction publique territoriale (Donzeau et Yannig, 2022). En outre, les dispositifs de départs anticipés pour motifs familiaux représentent une part plus élevée des droits à la CNRACL qu'au SRE : 5,4 % pour les anciens fonctionnaires territoriaux et hospitaliers, contre 1,9 % pour les anciens fonctionnaires d'État. Cette différence s'explique notamment par une féminisation plus importante dans la fonction publique territoriale et hospitalière que dans celle d'État (Donzeau et Yannig, 2022). Enfin, au sein même de chacun des régimes de la fonction publique une différence notable apparaît entre la part des mécanismes de solidarité dans les pensions versées aux anciens agents de catégorie sédentaire (10,0 % au SRE et 22,0 % à la CNRACL) et dans celles versées aux anciens agents de catégorie active (respectivement 24,2 % et 31,6 %). Cette différence s'explique essentiellement par les départs anticipés : les agents de la catégorie sédentaire ne bénéficient pas des dispositifs de départ au titre de la catégorie active ; par ailleurs, si un fonctionnaire est éligible au départ anticipé à plusieurs titres, par convention l'ordre de priorité est : départ pour motif familial, départ pour catégorie active, départ pour autre motif, départ pour carrière longue. En cas de départ anticipé, la première condition vérifiée de la liste est retenue.

TABLEAU 3.5 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par regroupement de régimes et par type de régimes

	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016			
	Salariés du secteur privé (base + compl.)	Fonction publique (régimes intégrés)	Tous régimes de base	Tous régimes complémentaires
Effectifs de retraites de droit propre (en millions)	13,9	3,0	16,0	12,5
Total des pensions de droit propre	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	13,3%	22,1%	20,8%	4,3%
Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants	2,6%	3,4%	3,4%	1,8%
Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)	0,2%	11,2%	5,2%	0,2%
Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives)	0,0%	9,2%	4,2%	0,0%
Départ anticipé pour motifs familiaux	0,0%	1,8%	0,7%	0,0%
Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)	0,2%	0,2%	0,3%	0,2%
Minimums de pension	3,5%	2,4%	4,4%	0,0%
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	7,0%	5,1%	7,8%	2,3%
Majorations de durée au titre des enfants	1,9%	1,7%	2,3%	0,0%
Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)	0,1%	2,4%	1,2%	0,0%
Compensation des périodes de non-emploi :				
Trimestres accordés au titre de l'AVPF	1,3%	0,0%	1,2%	0,0%
Trimestres assimilés (chômage, maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)	2,9%	0,9%	3,1%	0,0%
Points gratuits au titre des périodes assimilées	0,8%	0,0%	0,0%	2,3%
Autres dispositifs de solidarité	8,2%	2,6%	6,5%	6,1%
Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude	0,8%	0,1%	0,7%	0,5%
Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »	2,8%	1,0%	2,1%	2,6%
Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement				
Majorations de durée au titre des enfants	1,1%	0,3%	1,0%	0,6%
Autres majorations de durée	0,1%	0,1%	0,2%	0,1%
Trimestres accordés au titre de l'AVPF	0,3%	1,0%	0,3%	0,2%
Trimestres assimilés	3,1%	0,1%	2,2%	2,1%
Dispositifs de solidarité « au sens large »	21,5%	24,8%	21,3%	10,4%

¹. Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Note > La colonne salariés du secteur privé comprend les assurés du régime général, de l'Agirc-Arrco et de l'Ircantec. Les régimes de la fonction publique (dits intégrés car ils font office de base et de complémentaire) sont pris en compte dans la colonne des régimes de base, et pas dans celle des régimes complémentaires.

Lecture > En 2016, les masses versées par les régimes de base au titre des minimums de pension représentent 4,4 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

5 L'apport des mécanismes de solidarité est très variables selon les caractéristiques individuelles des retraités

Cette dernière partie présente une estimation de l'apport des différents dispositifs de solidarité à plusieurs sous-populations de retraités. Ces derniers sont distingués selon leur sexe, le nombre d'enfants qu'ils ont eu, le niveau de leur pension de retraite, la génération à

laquelle ils appartiennent et leur lieu de résidence.

5.1 La part des dispositifs de solidarité est plus élevée chez les femmes que chez les hommes

Fin 2016, la pension moyenne de droit direct des femmes est inférieure de 42 % à celle des hommes : 1 099 euros contre 1 908 euros pour les résidents en France (Chartier, 2019). Néanmoins, sans les différents mécanismes de solidarité qu'intègre le système de retraite, cet écart serait encore plus important. Les dispositifs de solidarité représentent 22,0 % des pensions versées aux femmes contre 12,4 % de celles versées aux hommes (tableau 3.6). Les femmes et les hommes ne bénéficient pas des mêmes dispositifs. En effet, par construction ou bien du fait que les interruptions de carrière faisant suite à la naissance d'un enfant concernent très majoritairement les femmes, certains dispositifs comme les MDA au titre des enfants, l'AVPF et les départs anticipés pour motifs familiaux ne bénéficient presque exclusivement qu'aux femmes²². La majoration de pension pour 3 enfants ou plus bénéficie en niveau davantage aux hommes : les pères perçoivent 63 % des masses versées au titre de ce dispositif, du fait de pensions moyennes plus élevées que celles des mères. Au final, les droits familiaux de retraite représentent 10,3 % des droits directs des femmes (« au sens strict »), contre seulement 3,1 % pour les hommes. En outre, du fait de carrières professionnelles moins favorables et de montants de salaires en général plus faibles, les femmes bénéficient davantage des dispositifs de minimum de pension (6,2 % contre 1,1 % pour les hommes). D'une part les femmes bénéficient davantage de ces dispositifs que les hommes : 50 % des femmes voient leur pension portée au minimum, contre 28 % des hommes. D'autre part, parmi les bénéficiaires, les femmes bénéficient d'un montant plus élevé que les hommes (136 euros par mois pour les femmes en moyenne, contre 70 euros pour les hommes)²³. En revanche, les femmes bénéficient nettement moins des départs anticipés, que ce soit au titre de la catégorie ou des carrières longues, ainsi que des majorations de durée d'assurance au titre des services (non liées aux enfants). Les carrières féminines commencent en moyenne plus tardivement et sont plus courtes (car souvent plus hachées) que les carrières masculines si bien que les femmes sont moins nombreuses que les hommes à être éligibles au dispositif « carrière longue ». Par ailleurs, les femmes sont sous-représentées dans les corps de métiers qui bénéficient des départs au titre de la catégorie ou des majorations de durée d'assurance accordées au titre des services (militaires, policiers, sapeurs-pompiers, par exemple). En-

²²Depuis 2010, les trimestres de MDA accordés au titre de l'éducation des enfants peuvent être partagés entre les parents. Néanmoins, ils sont par défaut attribués à la mère si les parents ne demandent pas explicitement le partage des trimestres avant les 4 ans de l'enfant. Ces dispositions ne touchent en outre que des générations plus jeunes que celles qui sont retraitées fin 2016.

²³Le barème étant identique pour les femmes et pour les hommes, cet écart s'explique par un montant de retraite hors minima plus faible pour les femmes en moyenne.

fin, l'effet des trimestres assimilés et des points gratuits ne diffère pas sensiblement entre hommes et femmes : ils représentent globalement 3,1 % des droits directs des femmes, et 2,8 % de ceux des hommes.

TABLEAU 3.6 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par sexe (relativement à la masse des droits propres)

	Femmes	Hommes
<i>Effectifs de retraités de droit propre (en millions)</i>	8,3	7,7
<i>Total des pensions de droit propre</i>	100,0%	100,0%
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	22,0%	12,4%
<i>Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants</i>	2,8%	3,1%
<i>Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)</i>	3,3%	4,2%
<i> Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives)</i>	1,8%	3,9%
<i> Départ anticipé pour motifs familiaux</i>	1,2%	0,0%
<i> Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)</i>	0,3%	0,3%
Minimums de pension	6,2%	1,1%
<i>Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹</i>	9,7%	4,0%
<i> Majorations de durée au titre des enfants</i>	4,3%	0,0%
<i> Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)</i>	0,3%	1,2%
<i> Compensation des périodes de non-emploi :</i>		
<i> Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	2,0%	0,0%
<i> Trimestres assimilés (chômage, maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)</i>	2,5%	2,1%
<i> Points gratuits au titre des périodes assimilées</i>	0,6%	0,7%
Autres dispositifs de solidarité	7,1%	5,9%
<i>Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude</i>	0,8%	0,5%
<i>Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »</i>	1,7%	2,6%
<i>Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement</i>		
<i> Majorations de durée au titre des enfants</i>	2,2%	0,0%
<i> Autres majorations de durée</i>	0,1%	0,2%
<i> Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,7%	0,1%
<i> Trimestres assimilés</i>	1,6%	2,5%
Dispositifs de solidarité « au sens large »	29,1%	18,3%

¹. Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Lecture > En 2016, les masses versées aux femmes au titre des minimums de pension représentent 6,2 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

5.2 La part des dispositifs de solidarité est un peu supérieure chez les retraités non-résident en France que chez ceux qui résident en France

Fin 2016, sur les 16,1 millions de retraités de droit direct du système français, 1,1 million résident hors de France (tableau 3.7). Leurs pensions de droits directs sont en moyenne nettement plus faibles que celles des résidents, en raison notamment de carrières souvent courtes en France. La pension moyenne des non-résidents est inférieure à 400 € par mois,

tandis que celle des résidents est de l'ordre de 1 500 €. La moitié des non-résidents a une pension inférieure à 160 € par mois. Les non-résidents bénéficient un peu plus que les résidents des dispositifs de solidarités : 23,4 % de leurs droits en sont issus, contre 16,2 % pour les résidents. En particulier, les retraités non-résidents en France ont une part plus importante de leur pension de retraite provenant du minimum de pension et des compensations des périodes de non-emploi. Au contraire, la part des droits perçus au titre des départs anticipés est plus faible (en particulier les départs anticipés au titre de la catégorie).

TABLEAU 3.7 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par lieu de résidence (relativement à la masse des droits propres)

	Résidents en France	Non-résidents en France	Ensemble
<i>Effectifs de retraités de droit propre (en millions)</i>	14,9	1,1	16,1
<i>Total des pensions de droit propre</i>	100,0 %	100,0 %	100,0 %
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	16,2 %	23,4 %	16,3 %
<i>Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants</i>	3,0 %	3,7 %	3,0 %
Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)	3,8 %	3,1 %	3,8 %
<i>Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives)</i>	3,0 %	2,9 %	3,0 %
<i>Départ anticipé pour motifs familiaux</i>	0,5 %	0,2 %	0,5 %
<i>Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)</i>	0,3 %	0,0 %	0,3 %
Minimums de pension	3,1 %	7,6 %	3,2 %
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	6,3 %	9,1 %	6,3 %
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	1,7 %	2,5 %	1,7 %
<i>Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)</i>	0,8 %	1,4 %	0,9 %
<i>Compensation des périodes de non-emploi :</i>			
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,8 %	0,4 %	0,8 %
<i>Trimestres assimilés (chômage, maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)</i>	2,2 %	4,3 %	2,3 %
<i>Points gratuits au titre des périodes assimilées</i>	0,6 %	0,6 %	0,6 %
Autres dispositifs de solidarité	6,4 %	5,0 %	6,4 %
<i>Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude</i>	0,6 %	2,1 %	0,6 %
<i>Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »</i>	2,3 %	0,4 %	2,3 %
Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement			
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	0,9 %	0,6 %	0,9 %
<i>Autres majorations de durée</i>	0,2 %	0,2 %	0,1 %
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,3 %	0,0 %	0,3 %
<i>Trimestres assimilés</i>	2,2 %	1,7 %	2,1 %
Dispositifs de solidarité « au sens large »	22,6 %	28,5 %	22,7 %

¹. Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Lecture > En 2016, les masses versées au titre des minimums de pension aux retraités résidents en France représentent 3,1 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

5.3 Le poids de la solidarité décroît globalement avec le niveau de la pension

Pour examiner les dispositifs de solidarité en fonction du niveau de pension, les assurés sont répartis en 4 catégories de taille identique (les quartiles), en fonction de leurs droits directs (en tenant compte de l'ensemble des dispositifs de solidarité). L'analyse montre que le poids de ces dispositifs décroît globalement avec le niveau de pension (figure 3.1), et que cela tient surtout aux disparités de revenus d'activité davantage qu'à celles des durées de carrière.

Les dispositifs de solidarité représentent près de la moitié des droits propres des assurés du premier quartile de la distribution des pensions de retraite et cette proportion diminue quand les pensions augmentent, jusqu'à 10,1 % pour le dernier quartile (tableau 3.8). En particulier, l'effet des trimestres non directement cotisés sur le coefficient de proratisation est particulièrement fort pour les assurés les plus modestes, car la plupart d'entre eux liquident leurs droits avec une carrière incomplète et se voient donc appliquer un coefficient de proratisation inférieur à 1 (encadré 2). Outre le fait que les carrières incomplètes sont plus souvent associées à des parcours précaires, marqués par des périodes de chômage relativement fréquentes, le fait d'avoir une carrière incomplète conduit à un effet plus fort des trimestres assimilés, car tous s'avèrent « utiles », au sens où ils permettent d'augmenter le coefficient de proratisation. Ce n'est pas toujours le cas pour les assurés à carrière complète s'ils disposent déjà de suffisamment de trimestres au titre de l'emploi : les trimestres assimilés sont alors sans effet car le coefficient de proratisation est de toute façon borné à 1. En outre, les majorations de durée pour enfants représentent en moyenne 10 % des droits des assurés du premier quartile. Pour 11 % des mères de ce quartile, les MDA au titre des enfants représentent plus de 25 % des droits. Les dispositifs de minimum de pension jouent également fortement dans la pension de ces assurés (65 % des assurés du premier quartile en bénéficient). En revanche les effets sur le taux de liquidation sont limités : une partie importante (36 %) de ces assurés liquident leurs droits à l'âge d'annulation de la décote et ne se seraient donc pas vus appliquer de décote. De même, ces assurés ne bénéficient quasiment pas des dispositifs de départ anticipé, car ils ont des durées de carrière relativement courtes qui ne leur permettent pas d'être éligibles à ces dispositifs. Enfin, la part de la solidarité liée à la liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude est significativement plus forte dans le premier quartile des pensions. La part des droits issus des dispositifs de solidarité décroît fortement pour les assurés du deuxième quartile : elle représente 27 % de leurs droits propres. Par rapport aux assurés les plus modestes, ceux du deuxième quartile bénéficient nettement moins des minima de pensions, et des majorations de durée au titre des enfants. En revanche, ils bénéficient davantage des dispositifs de départs anticipés (catégories actives et carrières longues,

notamment). Dans ce quartile, plus de la moitié des assurés bénéficient encore des minima de pension, mais pour des montants plus faibles, relativement à leur pension de droit direct, que pour les retraités du premier quartile.

Les troisième et quatrième quartiles de pension sont globalement plus homogènes que la moitié des retraités de droits directs la plus modeste : les minima de pension ne représentent qu'une part marginale de leurs droits directs, et l'essentiel des dispositifs de solidarité dont ils bénéficient est constitué de départs anticipés, notamment au titre des catégories actives, et des droits familiaux (entre 3 % et 5 % des droits directs) dont la majoration de pension accordée aux parents d'au moins trois enfants. Globalement, la part des majorations pour les parents d'au moins trois enfants décroît avec les quartiles de pension. Ce dispositif étant proportionnel à la pension, cette distribution découle d'un effet de structure : parmi le premier quartile, les femmes ayant eu plus de trois enfants sont surreprésentées.

La ventilation des retraités selon le quartile de pension mélange deux aspects : la durée de carrière et les revenus d'activité. En effet, les personnes à faibles pensions regroupent à la fois celles qui ont eu des carrières courtes et celles qui ont eu de faibles revenus d'activité. Ces deux sous-populations, qui se recoupent en grande partie mais pas en totalité, n'ont pas forcément bénéficié des mêmes dispositifs de solidarité. Elles peuvent être dissociées en ventilant les assurés selon le quartile de pension en équivalent carrière complète (EQCC), ce qui neutralise l'effet mécanique des carrières incomplètes, qui joue à la baisse sur les pensions via le coefficient de proratisation. Le passage en EQCC réduit les écarts entre les masses de prestations servies par quartiles de pension EQCC car les pensions en EQCC sont mécaniquement moins dispersées que les pensions effectivement servies (tableau 3.9). Toutefois, la part des mécanismes de solidarité dans les masses de prestations versées aux différents quartiles est sensiblement similaire que ces quartiles soient calculés sur les pensions en EQCC ou sur les pensions effectivement servies (seul le deuxième quartile voit cette part diminuer sensiblement de 27,0 % à 18,2 % en passant aux EQCC). Les dispositifs de solidarité bénéficient donc prioritairement aux assurés dont les pensions sont faibles à cause de faibles revenus d'activité plutôt qu'en raison de carrières incomplètes.

TABLEAU 3.8 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par quartile de pension tous régimes de droit propre (relativement à la masse des droits propres)

	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016			
	Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	Quatrième quartile
<i>Effectifs de retraités de droit propre (en millions)</i>	4,0	4,0	4,0	4,0
Total des pensions de droit propre	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	49,3%	27,0%	13,2%	10,1%
<i>Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants</i>	4,0%	3,4%	2,7%	2,8%
Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)	0,9%	4,2%	4,2%	3,7%
<i>Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives)</i>	0,4%	2,5%	3,3%	3,3%
<i>Départ anticipé pour motifs familiaux</i>	0,3%	1,3%	0,5%	0,2%
<i>Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)</i>	0,2%	0,4%	0,4%	0,2%
Minimums de pension	23,2%	7,2%	1,7%	0,2%
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	21,2%	12,2%	4,6%	3,4%
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	10,1%	3,3%	1,1%	0,5%
<i>Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)</i>	0,6%	0,3%	0,5%	1,3%
<i>Compensation des périodes de non-emploi :</i>				
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	5,3%	2,5%	0,3%	0,0%
<i>Trimestres assimilés (chômage, maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)</i>	4,7%	5,4%	2,1%	1,0%
<i>Points gratuits au titre des périodes assimilées</i>	0,5%	0,7%	0,6%	0,6%
Autres dispositifs de solidarité	5,2%	9,4%	7,8%	4,6%
<i>Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude</i>	3,6%	1,5%	0,3%	0,1%
<i>Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »</i>	0,1%	1,2%	3,6%	2,1%
Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement				
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	1,2%	2,4%	0,9%	0,4%
<i>Autres majorations de durée</i>	0,0%	0,1%	0,1%	0,2%
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,1%	1,1%	0,3%	0,1%
<i>Trimestres assimilés</i>	0,2%	3,1%	2,6%	1,7%
Dispositifs de solidarité « au sens large »	54,5%	36,4%	21,0%	14,7%

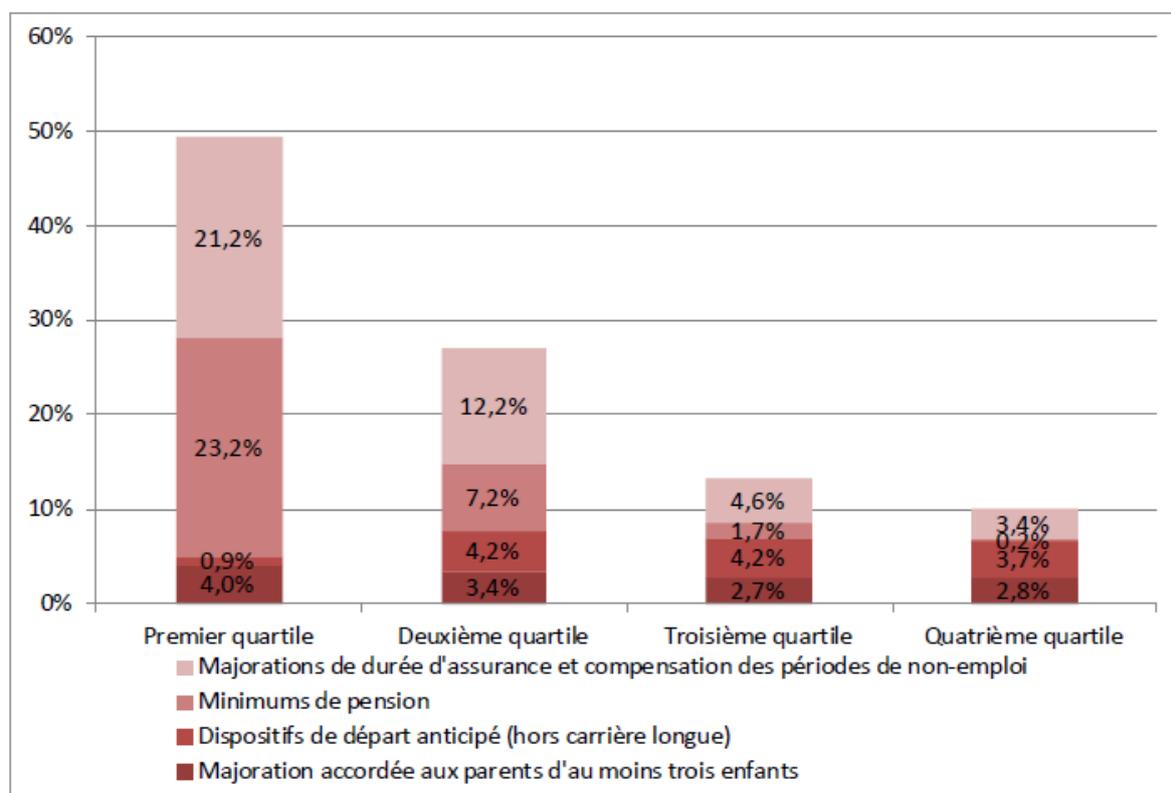
¹. Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Lecture > En 2016, les masses versées aux assurés du premier quartile de pension au titre des minimums de pension représentent 23,2 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

FIGURE 3.1 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par quartile de pension tous régimes de droit propre



Lecture > En 2016, les masses versées aux assurés du premier quartile de pension au titre des majorations pour enfant représentent 4,0 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

TABLEAU 3.9 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par quartile de pension tous régimes de droit propre en équivalent de carrière complète (EQCC) (relativement à la masse des droits propres)

	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016			
	Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	Quatrième quartile
Effectifs de retraités de droit propre (en millions)	4,0	4,0	4,0	4,0
Total des pensions de droit propre	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	46,3%	18,2%	16,2%	10,9%
<i>Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants</i>	4,5%	3,2%	2,8%	2,8%
Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)	0,2%	2,6%	7,1%	2,9%
<i>Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives)</i>	0,0%	1,8%	5,6%	2,4%
<i>Départ anticipé pour motifs familiaux</i>	0,0%	0,3%	1,1%	0,3%
<i>Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)</i>	0,2%	0,5%	0,4%	0,2%
Minimums de pension	19,5%	3,6%	1,9%	1,1%
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	22,1%	8,8%	4,4%	4,1%
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	8,1%	2,4%	1,3%	0,7%
<i>Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)</i>	0,4%	0,3%	0,6%	1,3%
<i>Compensation des périodes de non-emploi :</i>				
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	6,3%	1,3%	0,3%	0,1%
<i>Trimestres assimilés (chômage, maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)</i>	6,8%	4,1%	1,6%	1,3%
<i>Points gratuits au titre des périodes assimilées</i>	0,5%	0,7%	0,6%	0,7%
Autres dispositifs de solidarité	7,2%	10,6%	6,8%	4,3%
<i>Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude</i>	2,3%	1,3%	0,4%	0,2%
<i>Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »</i>	0,2%	2,9%	3,3%	1,7%
Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement				
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	2,3%	1,8%	0,8%	0,4%
<i>Autres majorations de durée</i>	0,0%	0,1%	0,1%	0,2%
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,8%	0,8%	0,2%	0,1%
<i>Trimestres assimilés</i>	1,6%	3,7%	2,0%	1,7%
Dispositifs de solidarité « au sens large »	53,5%	28,8%	23,0%	15,2%

¹ Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Lecture > En 2016, les masses versées aux assurés du premier quartile de pension en équivalent de carrière complète au titre des minimums de pension représentent 19,5 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

5.4 Les dispositifs de solidarité représentent une part importante des droits des mères de familles nombreuses

Cette partie compare les parents de trois enfants aux autres assurés. Comme l'EIR ne contient pas explicitement l'information sur le nombre d'enfants de chaque assuré, les pères et mères d'au moins trois enfants – repérés par le fait qu'ils bénéficient de la majoration de pension à ce titre – sont comparés aux autres retraités, qu'ils aient eu ou non des enfants. La part des dispositifs de solidarité est très élevée pour les femmes ayant eu au moins trois en-

fants (42,2 % des droits propres contre 12,2 % pour les femmes ayant moins de trois enfants). Les dispositifs de droits familiaux seuls comptent pour 25,5 % des droits pour les mères de famille nombreuse²⁴ (tableau 3.10), contre 2,9 % pour les femmes ayant 1, 2 ou pas d'enfants, et 7,8 % pour les pères d'au moins trois enfants. En particulier les effets des majorations de durée d'assurance accordées au titre des enfants et des trimestres d'AVPF sur le coefficient de proratisation sont particulièrement élevés pour les mères de familles nombreuses : la plupart des retraitées ayant au moins trois enfants liquident leurs droits avec une carrière incomplète et se voient donc appliquer un coefficient de proratisation inférieur à 1. Les dispositifs de minimum de pension jouent également fortement dans la pension de ces assurées du fait de revenus d'activité plus faibles. En revanche, les effets sur le taux de liquidation sont limités : une partie importante de ces assurés liquident leurs droits à l'âge d'annulation de la décote et ne se seraient donc pas vus appliquer de décote. Pour les hommes, les différences de poids des dispositifs de solidarité selon la taille de la famille sont plus réduites que pour les femmes. En effet, pour ces dernières, la différence s'élève à 30 points (42,2 % pour les mères d'au moins trois enfants, contre 12,2 % pour les femmes qui ont eu 0, 1 ou 2 enfants), tandis qu'elle n'est que de 7,2 points pour les hommes (16,8 % contre 9,6 %). Cet écart provient presque intégralement de la majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants. Pour les femmes, on peut préciser la décomposition en fonction du nombre d'enfants²⁵ (tableau 3.11 et figure 3.2). La part de la solidarité est globalement strictement croissante avec le nombre d'enfants : de 8,3 % des droits propres pour les femmes sans enfant à 64,8 % pour les femmes ayant eu cinq enfants ou plus. Cette hausse reflète l'augmentation du poids des droits familiaux dans la pension avec la taille de la descendance, mais aussi un effet de plus en plus élevé du minimum de pension avec le nombre d'enfants, conséquence de revenus d'activité plus faibles.

²⁴Les familles qualifiées ici de « nombreuses » sont celles qui se composent d'au moins trois enfants.

²⁵L'information sur le nombre d'enfants de l'assuré ne figure pas explicitement dans l'EIR 2016. Toutefois, il est possible d'identifier les retraités qui bénéficient de la majoration pour les parents d'au moins trois enfants. Pour les femmes uniquement, le nombre exact d'enfants peut être inféré par le nombre de trimestres accordés au titre de la MDA pour enfant.

TABLEAU 3.10 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par sexe et nombre d'enfants (relativement à la masse des droits propres)

	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016			
	Deux enfants ou moins		Trois enfants ou plus	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
<i>Effectifs de retraités de droit propre (en millions)</i>	5,1	4,6	3,3	3,1
Total des pensions de droit propre	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	12,2%	9,6%	42,2%	16,8%
<i>Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants</i>	0,0%	0,0%	8,5%	7,7%
<i>Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)</i>	2,4%	4,9%	5,0%	3,2%
<i> Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives)</i>	1,7%	4,5%	1,9%	2,9%
<i> Départ anticipé pour motifs familiaux</i>	0,4%	0,0%	2,9%	0,0%
<i> Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)</i>	0,3%	0,4%	0,2%	0,3%
Minimums de pension	4,2%	1,0%	10,5%	1,3%
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	5,6%	3,7%	18,2%	4,6%
<i> Majorations de durée au titre des enfants</i>	2,2%	0,0%	8,5%	0,0%
<i> Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)</i>	0,3%	1,1%	0,4%	1,3%
<i> Compensation des périodes de non-emploi :</i>				
<i> Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,3%	0,0%	5,6%	0,1%
<i> Trimestres assimilés (chômage maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)</i>	2,2%	1,9%	3,2%	2,5%
<i> Points gratuits au titre des périodes assimilées</i>	0,6%	0,7%	0,5%	0,7%
Autres dispositifs de solidarité	6,9%	5,8%	8,0%	5,7%
<i> Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude</i>	0,7%	0,3%	1,0%	0,6%
<i> Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »</i>	2,2%	2,9%	0,7%	2,2%
<i> Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement</i>				
<i> Majorations de durée au titre des enfants</i>	1,6%	0,0%	3,6%	0,0%
<i> Autres majorations de durée</i>	0,1%	0,2%	0,1%	0,2%
<i> Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,3%	0,0%	1,6%	0,1%
<i> Trimestres assimilés</i>	2,0%	2,4%	1,0%	2,6%
Dispositifs de solidarité « au sens large »	19,1%	15,4%	50,2%	22,5%

¹ Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Lecture > En 2016, les masses versées aux mères de trois enfants ou plus au titre des minimums de pension représentent 10,5 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

TABLEAU 3.11 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 pour les femmes et par nombre détaillé d'enfants (relativement à la masse des droits propres)

	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016					
	Aucun enfant	1 enfant	2 enfants	3 enfants	4 enfants	5 enfants et plus
<i>Effectifs de retraites de droit propre (en millions)</i>	1,1	1,5	2,5	2,0	0,6	0,6
Total des pensions de droit propre	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	8,3%	10,4%	15,1%	35,8%	46,6%	64,8%
Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants	0,0%	0,0%	0,0%	7,9%	9,3%	10,1%
Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)	2,0%	1,9%	2,9%	6,4%	3,1%	1,1%
Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives)	1,7%	1,4%	1,9%	2,6%	0,8%	0,2%
Départ anticipé pour motifs familiaux	0,0%	0,2%	0,7%	3,6%	2,1%	0,8%
Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)	0,3%	0,3%	0,3%	0,2%	0,2%	0,1%
Minimums de pension	3,0%	3,6%	5,1%	8,3%	12,2%	17,9%
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	3,3%	4,9%	7,1%	13,2%	22,0%	35,7%
Majorations de durée au titre des enfants	0,0%	1,5%	3,6%	6,1%	10,2%	17,1%
Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)	0,3%	0,3%	0,3%	0,4%	0,4%	0,4%
Compensation des périodes de non-emploi :						
Trimestres accordés au titre de l'AVPF	0,0%	0,2%	0,5%	3,2%	7,5%	13,8%
Trimestres assimilés (chômage, maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)	2,3%	2,2%	2,1%	3,0%	3,4%	3,9%
Points gratuits au titre des périodes assimilées	0,7%	0,7%	0,6%	0,5%	0,5%	0,5%
Autres dispositifs de solidarité	4,1%	6,8%	8,0%	7,1%	8,6%	7,8%
Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude	0,9%	0,7%	0,7%	0,9%	1,1%	1,1%
Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »	1,5%	2,3%	2,6%	0,9%	0,3%	0,1%
Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement						
Majorations de durée au titre des enfants	0,0%	1,2%	2,6%	3,3%	4,1%	4,3%
Autres majorations de durée	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%	0,0%
Trimestres accordés au titre de l'AVPF	0,0%	0,1%	0,4%	1,3%	2,3%	1,9%
Trimestres assimilés	2,2%	2,4%	1,6%	1,2%	0,7%	0,4%
Dispositifs de solidarité « au sens large »	13,0%	17,2%	23,1%	43,5%	55,2%	72,6%

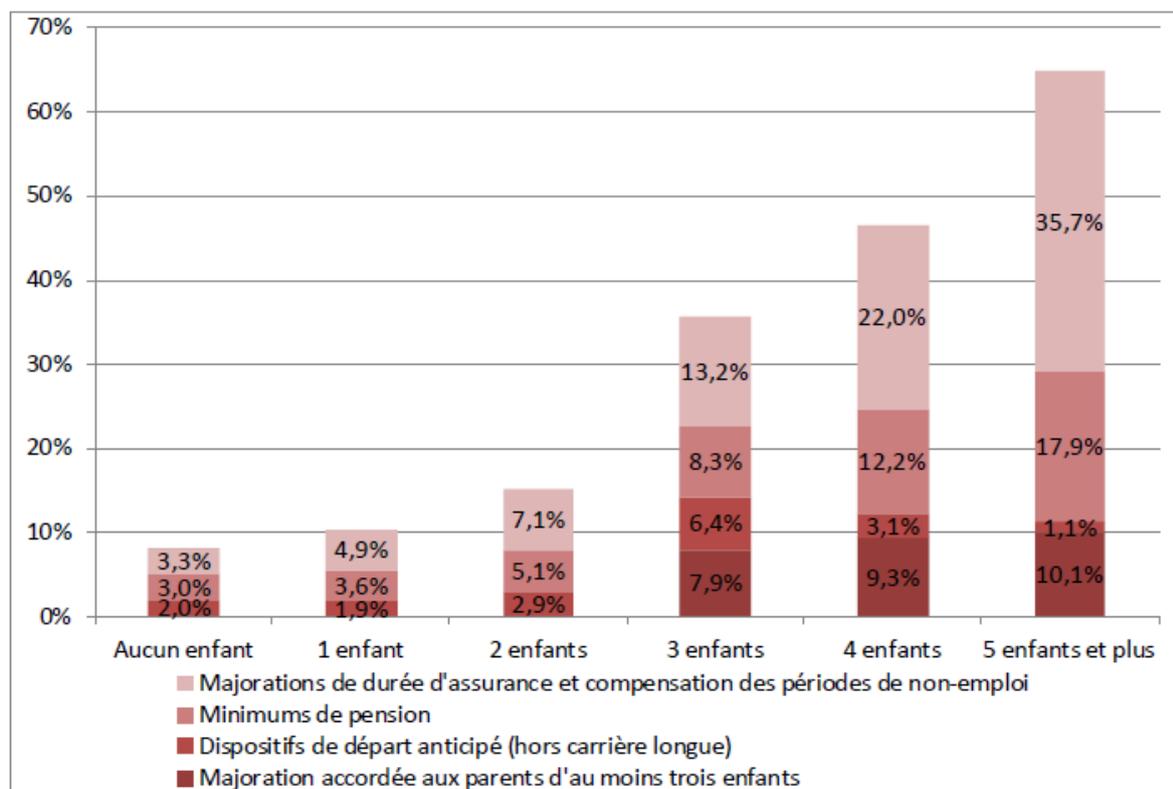
1. Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Lecture > En 2016, les masses versées aux mères de trois enfants au titre des minimums de pension représentent 8,3 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

FIGURE 3.2 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 pour les femmes et par nombre détaillé d'enfants (relativement à la masse des droits propres)



Lecture > En 2016, les masses versées aux mères de trois enfants au titre des minimums de pension représentent 8,3 % de leurs droits propres.
 Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.
 Source > EIR 2016, DREES.

5.5 Une part de la solidarité plus élevée chez les retraités âgés

L'analyse du poids des dispositifs de solidarité en fonction de l'âge des retraités montre que l'effet de chaque dispositif n'a pas été identique pour toutes les générations de retraités. Cela s'explique notamment par des conjonctures du marché du travail différentes sur les périodes correspondant à la vie professionnelle des assurés, mais aussi par la participation croissante des femmes au marché du travail au fil des générations et par la montée en charge de certains dispositifs (tableau 3.12).

Pour mener cette analyse, un jeu de pondération différent est utilisé afin de tenir compte des disparités de mortalité selon un certain nombre de caractéristiques individuelles observables telles que le sexe, la catégorie socioprofessionnelle, l'âge de liquidation ou le montant de pension²⁶. Par ailleurs, le poids des dispositifs de solidarité n'est pas analysé ici sur l'en-

²⁶En pratique, dans un premier temps, une probabilité de survie est modélisée pour chaque individu (Aubert et Andrieux, 2010) à partir de nombreuses caractéristiques individuelles. Dans un second temps, une nouvelle pondération est calculée en rapportant la pondération initiale à la probabilité de survie modélisée. Un indi-

semble du cycle de vie, mais uniquement sur la pension versée au 31 décembre 2016²⁷. Pour éviter un biais de composition, l'analyse porte ici uniquement sur les générations qui sont entièrement parties à la retraite (générations ayant plus de 65 ans en 2016). En effet, les personnes qui liquident leurs droits à l'âge d'annulation de la décote ne sont pas similaires en termes de caractéristiques (individuelles ou de carrière) à celles liquidant leurs droits plus tôt. Celles-ci n'ont donc pas bénéficié dans les mêmes proportions des dispositifs de solidarité – ni des mêmes dispositifs. Enfin, pour les générations les plus vieilles, du fait d'effectifs plus faibles, la qualité des données est moindre pouvant biaiser les comparaisons entre génération.

Les dispositifs de solidarité représentent en moyenne 11,9 % des droits propres des retraités âgés de 65 à 69 ans (générations nées entre 1947 et 1951), et cette moyenne augmente avec l'âge et se stabilise autour de 15 % pour les générations plus anciennes (générations nées entre 1936 et 1926). Cette augmentation résulte en partie de l'évolution de la part des droits familiaux (MDA au titre des enfants et majoration destinée aux parents d'au moins trois enfants) qui augmente avec la tranche d'âge, suivant en cela notamment la diminution progressive de la descendance finale au fil des générations (Robert-Bobée, 2015). Plusieurs facteurs dont l'effet de noria (les pensions des générations les plus jeunes sont plus élevées que celles des générations plus anciennes), la mise en place d'un seuil d'écrêtement pour le minimum contributif et la part croissante des régimes complémentaires dans les pensions du fait de leur montée en charge progressive²⁸ peuvent rendre compte du poids décroissant des dispositifs de minimum de pension au fil des générations. Au contraire, l'AVPF représente une part de plus en plus importante du fait de sa montée en charge progressive.

vidus dont la probabilité de survie est faible voit alors sa pondération augmenter relativement à celle d'un individu dont la probabilité de survie est forte.

²⁷En particulier, aux âges étudiés, le poids des dispositifs de départ anticipé est nul.

²⁸L'affiliation à un régime complémentaire de retraite de l'ensemble des salariés relevant du régime général devient obligatoire en 1973.

TABLEAU 3.12 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par tranche d'âge quinquennale (relativement à la masse des droits propres)

	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016				
	65 à 69 ans	70 à 74 ans	75 à 79 ans	80 à 84 ans	85 à 89 ans
<i>Effectifs de retraités de droit propre (en millions)</i>	4,0	2,9	2,3	2,0	1,4
<i>Total des pensions de droit propre</i>	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Dispositifs de solidarité au « sens strict » (hors départs anticipés)	11,9%	12,3%	14,3%	15,2%	14,8%
<i>Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants</i>	2,6%	2,8%	3,2%	3,5%	3,7%
<i>Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)</i>	nc	nc	nc	nc	nc
<i>Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives)</i>	nc	nc	nc	nc	nc
<i>Départ anticipé pour motifs familiaux</i>	nc	nc	nc	nc	nc
<i>Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)</i>	nc	nc	nc	nc	nc
Minimums de pension	3,1%	3,4%	4,0%	4,1%	3,8%
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	6,2%	6,1%	7,1%	7,6%	7,3%
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	1,5%	1,6%	1,9%	2,2%	2,3%
<i>Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)</i>	0,8%	0,8%	1,0%	1,3%	1,2%
<i>Compensation des périodes de non-emploi :</i>					
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	1,2%	0,9%	0,7%	0,5%	0,2%
<i>Trimestres assimilés (chômage, maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)</i>	2,1%	2,1%	2,8%	2,9%	2,8%
<i>Points gratuits au titre des périodes assimilées</i>	0,6%	0,7%	0,7%	0,7%	0,8%
Autres dispositifs de solidarité	3,8%	4,6%	5,2%	4,8%	4,7%
<i>Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude</i>	0,5%	0,6%	0,8%	0,9%	1,3%
<i>Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »</i>	nc	nc	nc	nc	nc
<i>Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement</i>					
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	0,8%	1,0%	1,0%	1,0%	0,9%
<i>Autres majorations de durée</i>	0,2%	0,1%	0,1%	0,2%	0,2%
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,4%	0,3%	0,2%	0,1%	0,0%
<i>Trimestres assimilés</i>	1,9%	2,6%	3,1%	2,6%	2,3%
Dispositifs de solidarité « au sens large »	15,7%	16,9%	19,5%	20,0%	19,5%

¹ Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

nc > Non concerné. Du fait de la méthode retenue, le poids des dispositifs de départ anticipé est par construction égal à 0 pour les générations ayant plus de 65 ans en 2016 (même si certains retraités de ces générations ont pu, par le passé, bénéficier de tels dispositifs).

Note > Pour ce tableau, une pondération tenant compte de la mortalité différentielle a été utilisée pour avoir des résultats représentatifs par génération.

Lecture > En 2016, les masses versées aux assurés ayant entre 65 et 69 ans au titre des minimums de pension représentent 3,0 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente, pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération entrée à l'âge de 65 ans.

Source > EIR 2016, DREES.

6 Conclusions

Le système de retraite français intègre à la fois une logique contributive dans laquelle les assurés acquièrent des droits à retraite en contrepartie des cotisations, et une logique non-contributive dans laquelle des droits sont acquis au titre de la solidarité nationale. Cette dernière prend la forme de divers dispositifs de solidarité rentrant en compte dans le calcul

du montant de la pension de retraite, et qui représentent au total 43,8 milliards d'euros en 2016, soit 16,3 % de la masse des pensions de droit direct servie par le système de retraite, cette proportion étant relativement variable d'un régime de retraite à l'autre. Certains dispositifs, comme la majoration de pension destinée aux parents d'au moins trois enfants (8 milliards d'euros en 2016) ou les mécanismes de minimums de pension (8,5 milliards d'euros en 2016) majorent directement la pension des retraités qui en bénéficient. D'autres dispositifs augmentent le nombre de trimestres (dans les régimes en annuités) ou le nombre de points (dans les régimes en points) pour calculer la pension. Des trimestres sont accordés aux assurés qui connaissent des interruptions de carrière (10,1 milliards d'euros, soit 3,8 % du total) ou au titre de la naissance et de l'éducation des enfants (6,9 milliards d'euros, soit 2,5 % du total). Enfin, plusieurs dispositifs autorisent certains assurés, qui exercent des métiers pénibles ou dangereux, ou dont l'état de santé le justifie, à partir à la retraite avant l'âge légal d'ouverture des droits (10,3 milliards d'euros, soit 3,8 % du total). Globalement, l'apport de ces dispositifs de solidarité à la pension de retraite est d'autant plus important que la pension du retraité est modeste. Ainsi, pour les assurés du premier quartile de pension, la part de la solidarité est de 49,3 % contre 10,1 % pour ceux du quatrième quartile. Pour les retraités les plus modestes, les mécanismes comme les minimums de pension ou encore les trimestres non directement cotisés qui viennent compenser les trous de carrière comptent pour une part importante dans leur pension. Néanmoins, les retraités les plus aisés bénéficient aussi de certains dispositifs comme la majoration de pension pour les parents d'au moins trois enfants ou encore les possibilités de départ anticipé. Certains mécanismes de solidarité contribuent également à réduire les écarts de pension entre femmes et hommes. Ainsi, la part de la solidarité dans la pension des femmes est de 22,0 % contre 12,4 % pour les hommes. En effet, les femmes bénéficient d'un ensemble de dispositifs au titre de la naissance et de l'éducation des enfants. C'est le cas des majorations de durée d'assurance accordées au titre de la naissance et de l'éducation des enfants qui bénéficient presque exclusivement aux mères ou encore des trimestres validés en cas de réduction de l'activité professionnelle faisant suite à la naissance d'un enfant. Du fait de leur faible niveau de pension, elles bénéficient également plus régulièrement des minima de pension. Au contraire, les hommes partent plus fréquemment à la retraite au titre des départs anticipés. Les différents dispositifs de droits familiaux du système de retraite réduisent également les disparités de pension entre les assurés ayant eu trois enfants ou plus et ceux ayant eu moins de trois enfants et ce, que ce soit pour les femmes ou pour les hommes. Ainsi, les pères de trois enfants ou plus ont une part de la solidarité de 16,8 % quand les autres hommes en ont eu 9,6 %. L'écart se fait plus fort pour les femmes puisque les mères de trois enfants ou plus perçoivent 42,2 % de leur pension au titre de la solidarité contre 12,2 % pour les femmes ayant eu moins de trois enfants. Cela provient du fait que plusieurs dispositifs de droits familiaux sont réservés aux femmes

et croissants avec le nombre d'enfants (trimestres assimilés pour maternité, majoration de durée d'assurance au titre des enfants) et qu'elles reçoivent plus souvent des trimestres validés au titre de la réduction de l'activité professionnelle faisant suite à la naissance d'un enfant. Enfin, la part de la solidarité est plus importante dans les régimes de base (20,8 %) que dans les régimes complémentaires (4,3 %). En effet, certains dispositifs n'existent pas dans les complémentaires comme le minimum de pension ou des départs anticipés au titre de la catégorie professionnelle. De plus, les points gratuits accordés en compensation des périodes de non emploi ont une part plus faible que celle des trimestres accordés au même titre dans les régimes de base. Par ailleurs, la part de la solidarité est plus importante dans les régimes de la fonction publique (22,1 %) que pour les assurés du privé (13,3 %) du fait principalement des départs anticipés au titre de la catégorie accordés aux assurés exerçant des professions particulières.

Annexes

3.A Décomposition des masses de prestations versées par les principaux régimes de retraite

FIGURE 3.A.1 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 dans les régimes des salariés du secteur privé (relativement à la masse des droits propres)

	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016				
	Régimes alignés	Régime général	Agirc-Arrco	Arrco	Agirc
<i>Effectifs de retraités de droit propre (en millions)</i>	13,8	13,3	11,3	11,3	2,5
Total des pensions de droit propre	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	20,2 %	20,7 %	4,0 %	4,0 %	4,1 %
Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants	3,4 %	3,4 %	1,7 %	1,4 %	2,5 %
Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)	0,2 %	0,3 %	0,2 %	0,3 %	0,0 %
Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives...)	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Départ anticipé pour motifs familiaux	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)	0,2 %	0,3 %	0,2 %	0,3 %	0,0 %
Minimums de pension	6,2 %	6,1 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	10,3 %	10,9 %	2,1 %	2,3 %	1,6 %
Majorations de durée au titre des enfants	3,1 %	3,3 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique) ¹	0,3 %	0,1 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Compensation des périodes de non-emploi :					
Trimestres accordés au titre de l'AVPF	2,0 %	2,3 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Trimestres assimilés (chômage, maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)	4,9 %	5,2 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Points gratuits au titre des périodes assimilées	0,0 %	0,0 %	2,1 %	2,3 %	1,6 %
Autres dispositifs de solidarité	10,1 %	10,2 %	6,7 %	7,4 %	4,9 %
Liquidation au taux plein pour invalidité ou incapacité	1,1 %	1,0 %	0,5 %	0,6 %	0,2 %
Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »	3,1 %	3,2 %	2,8 %	3,5 %	1,4 %
Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement					
majorations de durée au titre des enfants	1,5 %	1,5 %	0,6 %	0,8 %	0,3 %
Autres majorations de durée	0,2 %	0,2 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %
Trimestres accordés au titre de l'AVPF	0,5 %	0,5 %	0,2 %	0,3 %	0,0 %
Trimestres assimilés	3,7 %	3,9 %	2,4 %	2,1 %	2,8 %
Dispositifs de solidarité « au sens large »	30,2 %	30,9 %	10,7 %	11,5 %	9,0 %

¹ Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Lecture > En 2016, les masses versées par les régimes alignés au titre des minimums de pension représentent 6,2 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

FIGURE 3.A.2 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 dans le régime de la fonction publique d'Etat (relativement à la masse des droits propres)

	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016			
	SRE Civil			SRE Militaire
	Ensemble	Sédentaires	Actifs	
<i>Effectifs de retraités de droit propre (en millions)</i>	1,5	1,1	0,5	0,4
<i>Total des pensions de droit propre</i>	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	14,3 %	10,0 %	24,2 %	53,9 %
<i>Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants</i>	3,1 %	3,0 %	3,3 %	3,7 %
Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)	6,2 %	2,4 %	14,8 %	38,5 %
<i>Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives...)</i>	4,5 %	0,0 %	14,8 %	38,5 %
<i>Départ anticipé pour motifs familiaux</i>	1,3 %	1,9 %	0,0 %	0,0 %
<i>Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)</i>	0,3 %	0,4 %	0,0 %	0,0 %
Minimums de pension	0,8 %	1,1 %	0,2 %	0,4 %
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	4,2 %	3,5 %	5,9 %	11,4 %
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	1,7 %	1,7 %	1,6 %	0,1 %
<i>Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)</i>	1,5 %	0,9 %	2,6 %	11,2 %
<i>Compensation des périodes de non-emploi :</i>				
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
<i>Trimestres assimilés (chômage maladie, maternité invalidité, service militaire, etc.)</i>	1,1 %	0,8 %	1,7 %	0,0 %
<i>Points gratuits au titre des périodes assimilées</i>	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Autres dispositifs de solidarité	1,4 %	1,9 %	0,3 %	0,0 %
<i>Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude</i>	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
<i>Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »</i>	0,8 %	1,1 %	0,0 %	0,0 %
<i>Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement</i>				
<i>majorations de durée au titre des enfants</i>	0,3 %	0,4 %	0,1 %	0,0 %
<i>Autres majorations de durée</i>	0,1 %	0,1 %	0,2 %	0,0 %
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,1 %	0,1 %	0,0 %	0,0 %
<i>Trimestres assimilés</i>	0,1 %	0,2 %	0,0 %	0,0 %
Dispositifs de solidarité « au sens large »	15,7 %	11,9 %	24,4 %	53,9 %

¹. Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Lecture > En 2016, les masses versées par les régimes alignés au titre des minimums de pension représentent 0,8 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

FIGURE 3.A.3 : Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 dans le régime de la fonction publique territoriale et hospitalière (relativement à la masse des droits propres)

	En % de la masse de prestations de droit propre en 2016		
	CNRACL		
	Ensemble	Sédentaires	Actifs
<i>Effectifs de retraités de droit propre (en millions)</i>	1,1	0,8	0,3
Total des pensions de droit propre	100,0 %	100,0 %	100,0 %
Dispositifs de solidarité au « sens strict »	25,0 %	22,0 %	31,6 %
<i>Majoration accordée aux parents d'au moins trois enfants</i>	4,1 %	4,4 %	3,5 %
<i>Dispositifs de départ anticipé (hors carrière longue)</i>	9,9 %	5,4 %	20,3 %
<i>Départ anticipé au titre de la catégorie (régimes spéciaux, catégories actives...)</i>	6,1 %	0,0 %	20,3 %
<i>Départ anticipé pour motifs familiaux</i>	3,8 %	5,4 %	0,0 %
<i>Départ anticipé au titre d'un autre motif (handicap, incapacité permanente, pénibilité, amiante)</i>	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Minimums de pension	6,9 %	8,0 %	4,1 %
Majorations de durée d'assurance et compensation des périodes de non-emploi¹	4,1 %	4,2 %	3,7 %
<i>Majorations de durée au titre des enfants</i>	2,6 %	2,8 %	2,1 %
<i>Autres majorations de durée (notamment régimes spéciaux et de la fonction publique)</i>	0,6 %	0,4 %	0,8 %
<i>Compensation des périodes de non-emploi :</i>			
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,0 %	0,0 %	0,0 %
<i>Trimestres assimilés (chômage, maladie, maternité, invalidité, service militaire, etc.)</i>	0,9 %	0,9 %	0,8 %
<i>Points gratuits au titre des périodes assimilées</i>	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Autres dispositifs de solidarité	2,8 %	3,9 %	0,2 %
<i>Liquidation au taux plein pour invalidité ou inaptitude</i>	0,1 %	0,1 %	0,0 %
<i>Départ anticipé au titre des dispositifs « carrière longue »</i>	2,0 %	2,8 %	0,0 %
<i>Effets sur le taux de liquidation des trimestres non cotisés directement</i>			
<i>majorations de durée au titre des enfants</i>	0,5 %	0,6 %	0,2 %
<i>Autres majorations de durée</i>	0,0 %	0,0 %	0,0 %
<i>Trimestres accordés au titre de l'AVPF</i>	0,1 %	0,2 %	0,0 %
<i>Trimestres assimilés</i>	0,1 %	0,2 %	0,0 %
Dispositifs de solidarité « au sens large »	27,7 %	25,9 %	31,8 %

¹. Effet sur le coefficient de proratisation uniquement.

Lecture > En 2016, les masses versées par les régimes alignés au titre des minimums de pension représentent 6,9 % de leurs droits propres.

Champ > Retraités vivants au 31 décembre 2016 percevant une pension de droit propre sous forme de rente.

Source > EIR 2016, DREES.

3.B Le calcul des pensions en équivalent carrière complète (EQCC)

Dans les régimes en annuités du système de retraite français, l'application des règles de calcul des pensions conduit à des montants de pension proportionnels au coefficient de proratisation de l'assuré (ratio entre la durée d'assurance validée par celui-ci et la durée d'assurance requise pour l'obtention du taux plein pour les assurés de sa génération, borné à 100 %). La pension en EQCC consiste à neutraliser l'effet mécanique de la durée d'assurance validée par l'assuré sur sa pension. Elle est calculée au niveau individuel en rapportant la pension de retraite effective à la somme des coefficients de proratisation :

$$Pension_{EQCC_{RegimesAnnuités}} = \frac{\sum_b Pension_b}{\sum_b TxProrat_b}$$

Où $TxProrat$ désigne le coefficient de proratisation de la pension. Pour les régimes de base uniquement en points (CnavPL notamment ainsi que les régimes d'autres professions libérales), la durée validée dans le régime a été estimée en soustrayant de la durée validée tous régimes la somme des durées validées dans les autres régimes. La durée requise pour une proratisation à 100 % retenue pour ces régimes est par convention égale à celle du régime général (variable en fonction de la génération). Les formules précédentes sont alors appliquées pour calculer la pension en EQCC. Dans certains cas, la pension est servie en retenant une proratisation différente de celle correspondant strictement à la durée validée : minimum garanti dans la Fonction publique (FP) (qui dépend de la durée validée de manière non linéaire et peut être servi plein même avec une carrière incomplète), AVTS (Allocation aux vieux travailleurs salariés) avant 1983 (servi plein à partir de 15 années de carrière), dispositif de taux de liquidation minimal quelle que soit la durée validée pour certains invalides de la fonction publique. Dans ces cas-là, le coefficient de proratisation retenu pour le calcul de la pension en EQCC et de la retraite pleine est celui calculé en rapportant le montant de pension servi au montant du minimum « plein », au lieu du rapport entre la durée validée et la durée d'une carrière complète. Par exemple, pour un fonctionnaire, le minimum garanti est servi plein dès 40 années de services. Pour un retraité fonctionnaire ayant travaillé 40 ans et dont la pension a été portée au minimum garanti et dont la durée requise est de 42 ans, on considérera donc que son coefficient de proratisation est égal à 1, et non à (40 / 42). Pour les régimes complémentaires, la méthode utilisée ici consiste à estimer la durée de carrière à partir des nombres de trimestres validés, hors majorations de durée, dans les régimes de base correspondant. En effet, les majorations de durée dans les régimes de base n'ont pas d'équivalent dans les régimes complémentaires, au sens où les situations ouvrant droit à ces majorations de durée (naissance et éducation des enfants notamment) n'engendrent

pas de droit dans les régimes complémentaires. Par exemple, le coefficient de proratisation pour le régime complémentaire obligatoire des non-salariés agricoles est défini comme le nombre de trimestres validés (hors majorations) dans le régime de base des non-salariés agricoles. L'estimation est plus complexe pour les régimes complémentaires des salariés du privé, dans la mesure où il y a d'une part plusieurs régimes de base correspondant (régime général et MSA salariés, notamment) et où d'autre part différentes configurations d'affiliation sont possibles lorsque les personnes cotisent dans ces régimes de base (Arrco seule, Arrco et Agirc, Ircantec, voire aucun régime complémentaire). Pour cette raison, les trois régimes complémentaires de salariés du privé sont étudiés conjointement, en agrégeant les pensions versées par l'Arrco, l'Agirc et l'Ircantec. La durée correspondante validée en tant que « salarié du privé » sera mesurée à partir des trimestres validés à la Cnav et à la MSA salariés. Si un retraité a validé des droits dans un seul de ces deux régimes, le nombre de trimestres validés hors majoration sera directement observé dans les données de ce régime. La pension EQCC est définie comme suit :

$$PensionEQCC_{RegimesPoints} = \frac{\sum_c Pension_c}{\sum_c TxProratHorsMajoc}$$

En sommant les deux éléments (régimes en annuités et régimes en points), on obtient la pension EQCC tous régimes :

$$PensionEQCC_{TousRegimes} = \frac{\sum_c Pension_c}{\sum_c TxProratHorsMajoc} + \frac{\sum_b Pension_b}{\sum_b TxProrat_b}$$

Chapitre 4

Les réformes des retraites conduites en France depuis 2010 : quels effets sur les inégalités inter et intra-générationnelles?¹

Résumé du chapitre

Les réformes des retraites entreprises en France depuis 2010 ont modifié de nombreux paramètres du système de retraite. Les bornes d'âge du système (âge d'ouverture des droits et de âge d'annulation de la décote), la durée requise pour le taux plein, les modalités de calcul des pensions (évolution de la valeur de service du point dans les régimes complémentaires, changement de la date de revalorisation des pensions, écrêtement du minimum contributif) mais aussi les taux de cotisation ont évolué. Ces réformes jouent sur les trois grands leviers de l'équilibre du système de retraite sur lesquels le législateur peut compter : les âges de départ, le montant des pensions et les taux de cotisations. Dans le même temps, le profil de carrière des assurés évolue au fil des générations. Entre autres, l'entrée sur le marché du travail est de plus en plus tardive et le taux d'activité des femmes progresse.

Dans ce contexte, cette contribution s'interroge sur l'impact des modifications réglementaires récentes sur l'équité inter et intra-générationnelle du système de retraite. Le Conseil d'orientation des retraites (COR) apprécie l'équité du système de retraite au travers de quatre dimensions : le montant des pensions de retraite comparé aux revenus d'activité perçus par les assurés au cours de leur carrière (aussi appelé taux de remplacement), la durée de la retraite, la durée de la carrière et l'effort contributif finançant les retraites (le taux de cotisation). En mobilisant le modèle de microsimulation TRAJECTOIRE de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), nous présentons l'évolution au fil des générations et dans différents scénarios législatifs et réglementaires les différents indicateurs d'équité définis par le COR.

¹Ce chapitre a donné lieu à une publication dans une revue à comité de lecture : Duc, C., Martin, H. & Tréguier, J. (2018). « Les réformes des retraites conduites en France depuis 2010 : quels effets sur les inégalités inter et intra-générationnelles? », *Économie et Prévision*, **213**, pp.85-120.

Sommaire du chapitre

1	Introduction	155
2	Réformes et scénarios simulés	156
3	Le modèle de microsimulation TRAJECTOIRE et les principales hypothèses de simulation	157
3.1	Fonctionnement général du modèle	157
3.2	Discussion des principales hypothèses de simulation	161
4	Impact des réformes sur les quatre indicateurs moyens par génération du COR et sur l'équité au sein des différents quartiles de revenu	167
4.1	La durée de retraite	167
4.2	La durée de carrière	176
4.3	Le taux de remplacement moyen	182
4.4	Le taux de cotisation moyen	188
5	Apprécier l'équité intergénérationnelle des réformes avec l'indicateur de la pension cumulée	191
6	Apprécier l'équité intra-générationnelle des réformes avec la pension cumu- lée	195
6.1	Équité entre les sexe	195
6.2	Équité au sein de la distribution des revenus	196
7	Conclusions	198
	Annexes	201
4.A	Le scénario législatif issu de la réforme de 2010, hors relèvement de l'âge d'annulation de la décote	201
4.B	Le scénario législatif issu de l'ensemble de la réforme de 2010	203
4.C	Le scénario législatif issu de la réforme de 2014	203
4.D	Le scénario législatif en vigueur au 31 décembre 2015	209
4.E	Les régimes de retraite pris en compte dans le modèle TRAJECTOIRE	211

1 Introduction

Comme la majorité des pays développés, la France doit faire face à un vieillissement de sa population et à une augmentation régulière de l'espérance de vie. Elle est parallèlement confrontée à un fort ralentissement de sa croissance économique et à un niveau de chômage élevé. L'ensemble de ces phénomènes rend plus difficile le maintien de l'adéquation du système de retraite à ses objectifs. Ces derniers sont définis dans le II de l'article L.111-2-1 du code de la Sécurité sociale. La loi en fait ressortir trois principaux : la pérennité financière du système de retraite, un niveau de pension en rapport avec leurs revenus d'activité pour tous les retraités et l'équité du point de vue la durée de la retraite et du montant de la pension entre les assurés de générations différentes et ceux appartenant à la même génération (entre les hommes et les femmes, notamment).

Nous proposons, dans cette contribution, d'étudier l'équité intra et inter-générationnelle au fil des réformes menées entre 2010 et 2015. La notion d'équité en termes de retraite est particulièrement complexe à aborder car elle implique de tenir compte de nombreux paramètres s'étendant sur une temporalité correspondante à un cycle de vie (ce qui implique donc de choisir un facteur d'actualisation) : durée de retraite, de carrière, niveau de pension réel reçu, niveau réel des cotisations versés mais aussi niveau de vie relatif des différentes générations au cours de la vie active et au cours de la retraite, etc. Ce concept d'équité a fait l'objet d'un débat au sein du Conseil d'orientation des retraites (COR)² qui a retenu quatre indicateurs d'équité, désormais suivis dans ses rapports annuels (COR, 2014b) : le montant des pensions de retraite comparé aux revenus d'activité perçus par les assurés au cours de leur carrière, la durée de la retraite, la durée de la carrière et le taux de cotisation finançant les retraites. Les deux dernières dimensions permettent d'apprécier l'effort des assurés en activité pour financer le système de retraite, tandis que les deux premières permettent d'apprécier ce que le système apporte aux assurés une fois retraités. Plus particulièrement, le COR calcule ces quatre indicateurs relatifs à l'équité pour un cas-type de salarié du privé non-cadre à carrière complète (cas-type n° 2 du COR), et en moyenne par génération : la durée de retraite, la durée de carrière, le taux de remplacement moyen, le taux de cotisation moyen. Plutôt que de relancer le débat sur la notion d'équité dans ce chapitre, nous nous concentrons sur ces quatre indicateurs, en les calculant sur un échantillon représentatif de la population des assurés du système de retraite français.

Pour soutenir et pérenniser le système par répartition, les gouvernements successifs ont réformé divers paramètres du système des retraites obligatoires. Ces paramètres influent sur les trois grands leviers de l'équilibre du système de retraite sur lesquels le législateur peut jouer : les âges de départ, le montant des pensions et les taux de cotisations. La modification

²Le COR est une instance pluraliste qui a pour mission d'étudier la question des retraites en France.

de ces leviers a un impact sur les quatre indicateurs d'équité listés au-dessus et différenciés selon le quartile de salaire auquel appartiennent les affiliés.

Si le COR assure un suivi de ses indicateurs d'équité, année après année, il n'a jamais cherché à évaluer l'effet des différentes réformes des retraites sur ces derniers, ni même à projeter leurs évolutions sur les années à venir. L'objectif de cette contribution est d'apporter un éclairage sur ces questions. Elle se fixe deux objectifs : étudier l'évolution de ces indicateurs au fil des générations mais aussi l'effet des principales réformes des retraites menées entre 2010 et 2015 sur ces derniers. Le premier objectif permet d'apprécier l'équité du système de retraite d'un point de vue intergénérationnel alors que le second interroge l'effet des réformes sur l'équité du système. Pour conduire cette étude, nous simulons différents scénarios législatifs que nous présenterons dans une première partie. L'impact des réformes sur les quatre indicateurs d'équité moyens par génération ainsi que l'équité au sein des différents quartiles de revenu feront ensuite l'objet de la seconde partie de ce chapitre.

2 Réformes et scénarios simulés

Parmi les modifications législatives et réglementaires mises en place entre 2010 et 2015, trois d'entre elles ont de forts impacts sur l'équité inter et intra-générationnelle.

Premièrement, la loi du 9 novembre 2010 portant réforme des retraites. Elle concerne l'ensemble des régimes de retraite de base. Elle a principalement joué sur les âges de départ à la retraite en relevant les deux bornes d'âges que sont l'âge d'ouverture des droits (de 60 à 62 ans) et l'âge d'annulation de la décote (de 65 à 67 ans). Nous essaierons au cours de cette étude de dissocier l'impact de ces deux mesures. Les autres mesures qui composent cette réforme sont détaillées en annexe (annexes 4.A et 4.B).

Ensuite, la loi du 20 janvier 2014 garantissant l'avenir et la justice du système de retraites. Elle concerne aussi l'ensemble des régimes de retraite de base. En allongeant la durée requise pour le taux plein, la réforme de 2014 touche à la fois les âges de départ à la retraite et le montant des pensions. Elle augmente par ailleurs les taux de cotisations. Les autres mesures contenues dans cette réforme sont détaillées en annexe (annexe 4.C).

Enfin, l'accord national interprofessionnel (ANI) du 30 octobre, relatif aux régimes complémentaires Agirc-Arrco. Il instaure, entre autres, une sous-indexation de la valeur de service du point, une baisse du rendement des régimes, un décalage de la date de revalorisation du point et la mise en place de coefficients temporaires de solidarité. Les autres mesures prévues par l'ANI de 2015 sont détaillées en annexe (annexe 4.D)]. Pour cette étude nous avons fait le choix de simuler cinq scénarios législatifs en privilégiant une approche chronologique :

- le premier scénario correspond à la législation en vigueur au 31 décembre 2009;

- le second intègre en plus du premier l'ensemble de la réforme de 2010 à l'exception du relèvement de 65 à 67 ans de l'âge d'annulation de la décote. Il tient également compte de la réforme de l'Ircantec issue du décret du 23 septembre 2008 et mise en application à compter du 1er janvier 2010. La législation simulée dans ce scénario est détaillée en annexe 4.A;
- le troisième scénario simule en plus du scénario précédent le relèvement de l'âge d'annulation de la décote de 65 à 67 ans contenu dans la réforme de 2010. L'objectif est de distinguer l'effet de cette mesure de celui du relèvement de l'âge d'ouverture des droits de 60 à 62 ans. La législation simulée dans ce scénario est détaillée en annexe 4.B;
- le quatrième scénario simule la législation en vigueur à l'issue de la réforme du 20 janvier 2014. Outre cette réforme, il tient compte, en plus des mesures déjà intégrées dans les scénarios précédents, des modifications réglementaires intervenues entre 2010 et 2014, notamment l'écèlement du minimum contributif mis en œuvre à partir du 1er janvier 2012, le décret du 2 juillet 2012 et les deux accords nationaux interprofessionnels relatifs aux régimes Agirc et Arrco signés respectivement les 18 mars 2011 et 13 mars 2013. La législation simulée dans ce scénario est détaillée en annexe 4.C;
- le cinquième scénario législatif correspond à la législation en vigueur au 31 décembre 2015. Il tient donc compte des effets de l'accord national interprofessionnel relatif aux régimes Agirc et Arrco signé le 30 octobre 2015. La législation simulée dans ce scénario est détaillée en annexe 4.D.

L'analyse de l'effet de ces différents scénarios sur l'équité porte sur l'ensemble des générations nées entre 1950 et 1990. La génération née en 1950 a été très peu touchée par les modifications réglementaires intervenues depuis 2010 à l'exception des mesures de revalorisation. Les générations suivantes permettent de mesurer leur montée en charge et leur effet de long terme.

3 Le modèle de microsimulation TRAJECTOIRE et les principales hypothèses de simulation

3.1 Fonctionnement général du modèle

Les effets de chaque scénario législatif sur les quatre indicateurs d'équité étudiés sont estimés en mobilisant le modèle de microsimulation TRAJECTOIRE de la Drees. Cette section a pour objectif de présenter son fonctionnement et de discuter les principales hypothèses sur lesquelles il repose.

Le modèle TRAJECTOIRE (TRAJectoire de Carrières TOus REGimes) (Duc *et al.*, 2013) est un modèle de microsimulation permettant de prolonger les trajectoires individuelles sur le

marché du travail, en vue de pouvoir calculer des droits individuels à la retraite. Il part pour cela des informations contenues dans l'*Échantillon interrégime de cotisants* (EIC) de 2009 de la Drees (Salembier, 2013), qui retrace finement, sur un pas annuel, les trajectoires professionnelles d'un échantillon d'individus représentatif de la population française (250 000 personnes, soit 2,7 % des générations échantillonnées) ayant été affiliés au moins une fois dans leur carrière à une caisse de retraite française (encadré 1)³. Pour les besoins du modèle TRAJECTOIRE, l'échantillon de l'EIC est complété par des personnes contenues dans le Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP) et qui n'avaient pas encore cotisé à une caisse de retraite à la date de la collecte de l'EIC. Les générations non présentes dans l'EIC sont également ajoutées dans le modèle en utilisant des simulations. L'échantillon sur lequel se base le modèle est pondéré de manière à être représentatif du RNIPP pour un ensemble de variables (année de naissance, sexe et pays de naissance). La taille conséquente de cet échantillon (près de 2 millions de personnes) et les données détaillées qu'il intègre en font une source très riche pour une microsimulation. Les résultats présentés dans ce chapitre s'appuient sur le jeu de pondération du modèle.

³Le modèle a depuis fait l'objet d'un rebasage sur les données de l'EIC 2013 mais ces dernières n'étaient pas encore disponibles au moment où ces travaux ont été entrepris. Un nouveau rebasage sur les données de l'EIC 2017 est en cours.

Encadré 1 : L'Échantillon interrégime de cotisants (EIC) de la Drees

Afin d'étudier l'acquisition des droits à retraite des personnes d'âge actif ainsi que les parcours de carrière des personnes déjà retraitées, la Drees, a élaboré un dispositif statistique interrégime : l'EIC. Environ soixante régimes de retraite, sont interrogés tous les quatre ans sur les droits à la retraite acquis par un échantillon de plus de 700 000 personnes. En rapprochant, pour chaque individu, les informations provenant de ces régimes, l'EIC recense tous les éléments utiles au calcul de leur pension (trimestres validés, salaires portés au compte, points cumulés, etc.). Il donne ainsi un panorama des droits à la retraite acquis par les assurés. Les informations sont issues des bases administratives et ne sont pas reconstituées à partir de données déclaratives. Des données individuelles sont également recueillies auprès de Pôle emploi, sur certaines périodes ouvrant des droits à retraite (chômage, préretraite).

L'EIC 2009 correspond à la troisième édition de ce panel quadriennal (après celles de 2001 et de 2005). Il a été suivi par les éditions de 2013 et de 2017. L'EIC 2009 a été conçue pour représenter les personnes ayant entre 23 et 75 ans au 31 décembre 2009. L'échantillon, tiré dans le Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP), est constitué de personnes nées dans le courant du mois d'octobre, une année paire sur deux (échantillon complété par des individus dont le mois de naissance est inconnu dans le RNIPP). Il couvre ainsi une cohorte de naissance sur quatre. Le taux de sondage est de 2,7 % par génération échantillonnée, ce qui représente un peu plus de 20 000 personnes par génération.

Le champ de l'EIC comporte tous les individus de l'échantillon qui sont ou ont été affiliés (y compris les personnes déjà parties à la retraite), au moins une fois au cours de leur carrière, à un des régimes de retraite interrogé lors de l'opération. Il inclut donc des personnes ayant travaillé et résidé durant de courtes périodes en France.

Pour les individus dont la fin de carrière n'a pas encore eu lieu, le modèle simule jusqu'à l'âge de 54 ans un ou plusieurs états annuels sur le marché du travail (inactivité, emploi, chômage indemnisé, maladie, etc.), et en particulier une ou plusieurs périodes d'affiliation dans l'une ou l'autre des différentes caisses de retraite. Ces simulations répliquent les comportements les plus récents observés sur le marché du travail à partir des données de l'EIC 2009. En particulier les carrières des femmes sont modélisées à partir des observations les plus récentes concernant leur participation et leur intégration au marché de l'emploi. Certains régimes sont regroupés dans les simulations, dans un esprit de simplification. Les régimes de retraite de la fonction publique, de la Caisse nationale de retraites des agents des collectivités locales (CNRACL), du Fonds spécial des pensions des ouvriers des établissements industriels de l'État (FSPOEIE) et des régimes spéciaux sont ainsi regroupés dans un même ensemble « fonction publique » dont les règles sont celles du Service des retraites de l'État. De la même façon, les professions libérales sont regroupées au sein de la caisse Carmf (la plus importante en termes d'effectifs) pour la partie complémentaire. L'annexe 4.E décrit les

régimes de retraite pris en compte dans le modèle TRAJECTOIRE.

Ces carrières simulées sont ensuite utilisées par un module simulant les décisions de départ à la retraite après 54 ans (Aubert *et al.*, 2010). Le modèle de comportement de départ fait l'hypothèse d'un caractère déterminant de la situation vis-à-vis du taux plein – même s'il n'implique pas, pour autant, que tous les assurés partent en retraite au moment exact où ils atteignent le taux plein. Il a été estimé à partir des comportements observés pour les générations 1938 et 1942, et tient compte, pour les générations plus récentes, des évolutions réglementaires concernant les durées requises et les bornes d'âge. Implicitement il fait l'hypothèse que les derniers comportements observés vis à vis du taux plein se reproduiront pour les générations qui n'ont pas encore liquidé leurs droits à retraite. Le module détermine les âges de fin d'emploi, de fin de validation et de liquidation de chaque assuré.

À l'issue de ce module, nous disposons donc de l'intégralité de la carrière professionnelle et salariale d'un individu ce qui nous permet d'estimer les montants de pension grâce à un module de simulation de la pension de droit direct qui calcule le montant des pensions en appliquant la réglementation en vigueur (Duc et Lerméchin, 2013; Lerméchin *et al.*, 2011).

Le modèle TRAJECTOIRE permet de simuler différentes législations et d'estimer les effets sur les durées validées, l'âge de liquidation et le niveau des pensions. Ainsi, nous distinguons au sein de chaque réforme les différents paramètres qui ont été modifiés (durée d'assurance requise, départ anticipé pour carrière longue, âge d'ouverture des droits, âge d'annulation de la décote) afin d'estimer l'impact de chacun d'entre eux sur les quatre indicateurs d'équité retenus et sur la pension sur le cycle de vie (définie comme la somme des pensions relatives au salaire moyen par tête (SMPT), perçues sur l'ensemble de la période de retraite). Nous présentons les résultats par sexe et par quartile de salaire. Les quartiles de salaire sont définis à 54 ans. Une catégorie hors emploi est également retenue pour les individus étant en dehors de l'emploi après 50 ans, elle représente entre 13 % et 24 % de la population selon la génération et le sexe. Par hypothèse du modèle de microsimulation, les individus appartenant à cette catégorie « Hors emploi » sont jugés trop éloignés de l'emploi pour valider des trimestres à ce titre entre 54 ans et leur liquidation. Ils liquident principalement leurs droits à retraite à l'âge légal d'ouverture des droits (notamment pour les individus invalides ou inaptes) ou à l'âge d'annulation de la décote. Cependant, certains d'entre eux peuvent valider des trimestres, notamment au titre de la maladie ou de l'invalidité (parfois aussi du chômage).

Le modèle TRAJECTOIRE tient compte uniquement des pensions de droit direct. Les estimations n'intègrent donc pas les pensions de réversion. Par ailleurs le modèle ne comporte pas de notion de ménage : le minimum vieillesse (Aspa), dont l'éligibilité est fondée sur les ressources du ménage, n'est donc pas pris en compte dans les simulations. Les pensions tous régimes prises en compte incluent la pension du régime général (Cnav), des salariés

agricoles (MSA), des indépendants (SSI), de la fonction publique et des régimes spéciaux regroupés⁴, des professions libérales (CnavPL), des exploitants agricoles et des régimes complémentaires des salariés du secteur privé (Agirc-Arrco), des contractuels de la fonction publique (Ircantec), des indépendants (régime complémentaire obligatoire du SSI) et des professions libérales (on applique, par simplification, les règles de la Carmf (Caisse d'assurance retraite des médecins de France) pour la pension complémentaire et celles de l'ASV (Avantage social vieillesse) pour la pension supplémentaire pour toutes les professions libérales)⁵ et du RAFP (Retraite additionnelle de la fonction publique) (cf. annexe 4.E).

Pour tous les scénarios les pensions tous régimes comprennent les versements forfaitaires uniques qui, pour cette étude, sont laissés en rente. Ils sont par ailleurs supposés être versés par le régime d'affiliation⁶.

Les simulations sont effectuées sur la base du scénario B des projections du Conseil d'orientation des retraites (COR) de décembre 2014. Celui-ci fait l'hypothèse d'un taux de chômage de long terme de 4,5 % et d'un taux de croissance de long terme de la productivité de 1,5 % dernier jeu de projection disponible au moment de ces travaux.

Le scénario démographique utilisé en termes de mortalité correspond au scénario central projeté par l'Insee en 2010 (Blanpain et Chardon, 2010), dernier scénario disponible à la date à laquelle ces travaux ont été engagés.

3.2 Discussion des principales hypothèses de simulation

Le modèle TRAJECTOIRE comporte par ailleurs de nombreuses hypothèses susceptibles d'influencer les résultats de notre étude. Nous nous proposons donc de mentionner les principales et de les discuter.

Le module de comportement de liquidation du modèle TRAJECTOIRE est fondé sur l'hypothèse d'une recherche du taux plein. Deux objections à cette modélisation peuvent être mentionnées. D'une part, cette hypothèse s'appuie sur les comportements de départ à la retraite observés pour les générations étant parties à la retraite ces dernières années sans savoir si les comportements seront effectivement les mêmes pour les générations futures. En effet, il est possible que les générations les plus jeunes n'aient plus la pension à taux plein comme référence mais plutôt un âge de départ ou un niveau de pension cible. Dans le premier cas

⁴Le Service des retraites de l'État (SRE), la retraite des fonctionnaires hospitaliers et territoriaux (CNRACL) et les différents régimes spéciaux (SNCF, RATP, ENIM, CANSSM, IEG, Banque de France, etc.) sont distincts dans l'EIC, cependant ils sont regroupés en un régime unique fictif dans le modèle de microsimulation TRAJECTOIRE.

⁵Seule la pension complémentaire des exploitants agricoles n'est pas prise en compte. D'autres régimes ne font pas partie des simulations dans la mesure où ils sont absents de l'EIC.

⁶La loi du 20 janvier 2014 prévoit que les versements forfaitaires uniques des régimes de base soient, à partir du 1er janvier 2016, versés en rente par le régime de base versant la pension principale (à défaut d'autres régimes de base, les cotisations versées sont remboursées).

par exemple, davantage d'assurés liquideraient avec une décote. Si cette objection est légitime, il est cependant difficile d'y remédier sans disposer d'observations statistiques pour le faire : une modification de la modélisation des comportements de liquidation ne pourrait donc être envisagée qu'avec un recul temporel plus important par rapport aux réformes que celui qui est disponible aujourd'hui.

Par ailleurs, le module de départ à la retraite des assurés du secteur privé a été calibré à partir des données observées dans l'*Échantillon interrégimes de retraités* (EIR) 2008. Cette source est présentée en détails dans l'encadré du **chapitre 3** (le premier des deux qui composent cette partie). Or, à cette date, la décote et la surcote n'étaient pas encore totalement montées en charge dans les régimes de la fonction publique. Un module de départ spécifique a donc été construit pour les fonctionnaires. Ces derniers sont supposés liquider leurs droits à la date à laquelle ils ont validé la durée requise avec un âge maximum fixé à la limite d'âge dans la fonction publique. Les résultats de cette étude concernant les fonctionnaires sont donc surestimés dans la mesure où le relèvement des bornes d'âge joue pleinement pour cette catégorie d'assurés, tout comme l'allongement de la durée d'assurance requise.

Enfin, le relèvement des bornes d'âge prévu par la réforme de 2010 a nécessité des hypothèses sur le comportement des assurés vis-à-vis de ce nouvel âge mais également vis-à-vis du marché du travail, *via* un effet horizon. L'hypothèse choisie dans le cadre de cette étude est celle de répliquer à 55 et 56 ans les distributions de probabilités de cessation d'emploi observées à 54 ans. Ces probabilités dépendent toutefois de la durée validée des assurés, on ne réplique donc pas exactement le taux d'emploi observé à 54 ans. Cependant, nous sommes dans une hypothèse haute d'emploi, c'est-à-dire que les assurés proches du marché du travail ont plus de chance de rester en emploi que d'en sortir vers du chômage ou de la maladie. Cette hypothèse a un effet limité sur les pensions de retraite puisqu'il existe des contreparties aux périodes de non emploi (validation de trimestres, acquisition de points dans les régimes complémentaires). En revanche elle a un effet plus important sur les résultats financiers des régimes puisque plus d'emploi signifie plus de cotisations. Là encore, pour revoir ces hypothèses, nous avons besoin d'un recul temporel plus important (Aubert, 2012; Aubert *et al.*, 2012; Dubois et Koubi, 2015). Par ailleurs, les analyses récentes de l'impact sur les taux d'emploi de la réforme de 2010 (Dubois et Koubi, 2017; Rabaté et Rochut, 2019) tendent à conforter nos hypothèses.

Toujours concernant la modélisation des fins de carrière, nous postulons que l'ANI de 2015 n'a pas d'effet sur les âges de liquidation des assurés. Les coefficients de solidarité et coefficients majorants entrant en vigueur à une date postérieure à celle de ces travaux, il était impossible d'anticiper les comportements des assurés face à cette nouvelle réglementation. Tout autre choix aurait relevé de l'arbitraire.

Sur un autre plan, il est à noter que les simulations sont effectuées avec les hypothèses

macroéconomiques du scénario B du COR pour les projections financières établies dans le cadre de la séance de décembre 2014. A l'époque où ces travaux ont été menés, ce choix s'inscrivait en cohérence avec diverses études d'évaluation réalisées par la Drees, notamment en vue d'alimenter certaines séances du COR. En outre, ce choix de scénario présente l'intérêt de s'inscrire dans des hypothèses économiques proches de celles qui étaient envisagées au moment de l'adoption des différentes mesures.

L'hypothèse de chômage a relativement peu d'incidence sur les pensions individuelles. En effet, la différence de taux de chômage entre les différents scénarios du COR a un effet limité sur le montant des pensions puisqu'il existe des mécanismes permettant de valider des trimestres et des points dans les régimes complémentaires lors des périodes de chômage indemnisé ou de maladie.

Les hypothèses de productivité affectent en revanche les salaires des assurés et ont un effet sensible sur la pension ainsi que sur les projections financières des régimes (Blanchet, 2020). En effet, si cet impact est en partie modéré par le plafonnement des salaires pris en compte dans les régimes alignés ou les minima de pension (minimum contributif et minimum garanti), il est important sur les salaires entre ces deux bornes. Les hypothèses de productivité jouent également sur le nombre de points accumulés dans les régimes complémentaires (avec des hypothèses de productivité plus basses, le nombre de points acquis par les assurés est plus faible). L'effet sur l'ampleur de l'impact des réformes est a priori moins marqué que sur les évolutions dans l'absolu (Brossard *et al.*, 2016), mais il n'est toutefois pas négligeable. Par exemple, la sous-indexation de la valeur de service des points Agirc et Arrco au niveau de l'inflation moins 1 point, sans que ce calcul ne puisse aboutir à une baisse en valeur nominale, suite à l'accord de 2013 n'aura pas un effet de la même ampleur selon que l'hypothèse d'inflation est supérieure ou inférieure à 1 %. Pour apprécier les évolutions des projections, le tableau 4.1 présente les évolutions projetées pour différents agrégats macroéconomiques lors de la séance de décembre 2014 du COR (utilisées dans cette étude) et les hypothèses retenues pour le dernier rapport annuel du COR (septembre 2022). Les hypothèses macroéconomiques du COR ont fait l'objet de nombreuses révisions au cours de ces dernières années (COR, 2021). Dans le dernier rapport disponible, daté de 2022, le COR propose trois hypothèses de taux de chômage de long terme (4,5 %, 7 % et 10 %) et une gamme de quatre taux de croissance de long terme de la productivité : 0,7 %, 1,0 %, 1,3 % et 1,6 %.

TABLEAU 4.1 : Projection des taux de croissance de la productivité, d'inflation et de chômage, Conseil d'orientation des retraites, séance de décembre 2014 et rapport annuel de septembre 2022 (en %)

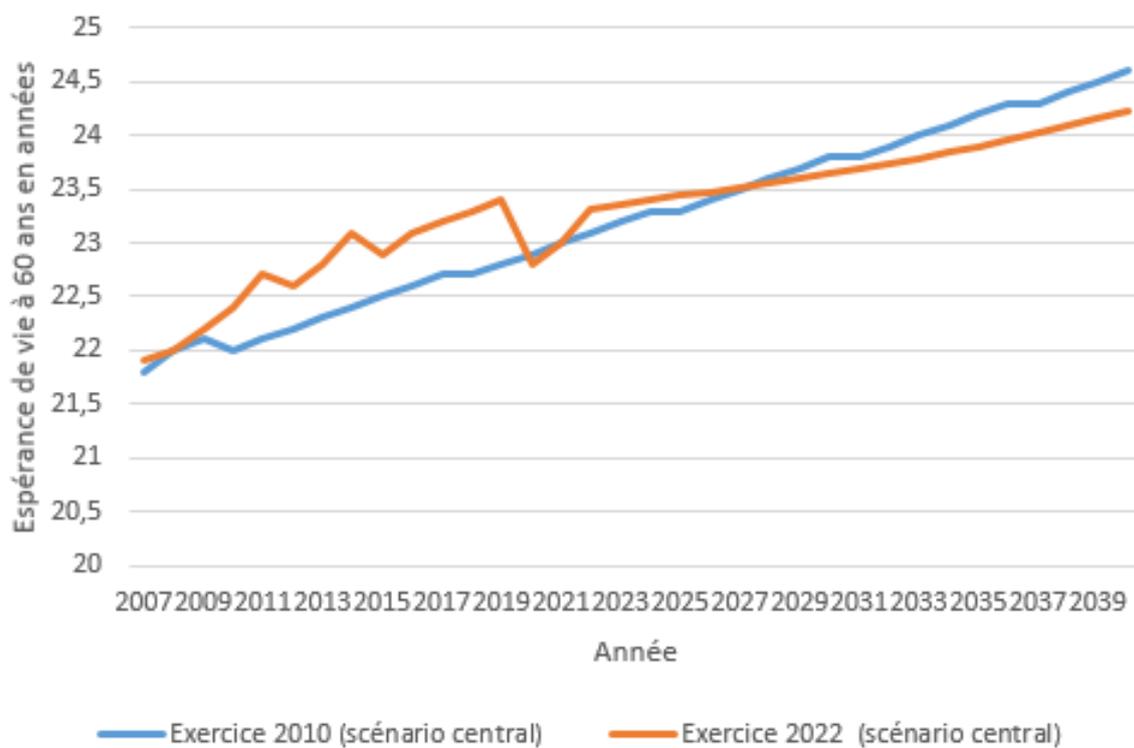
Année	Taux de croissance de la productivité		Inflation		Taux de chômage	
	Décembre 2014 Scénario B	Septembre 2022 Scénario 1 % - 7 %	Décembre 2014 Scénario B	Septembre 2022 Scénario 1 % - 7 %	Décembre 2014 Scénario B	Septembre 2022 Scénario 1 % - 7 %
2013	0.4	1.4	0.86	0.9	9.9	10.3
2014	0.7	1.1	0.5	0.5	10.1	10.3
2015	0.5	0.6	0.9	0.0	10.4	10.3
2016	1.1	0.2	1.4	0.2	10.4	10.1
2017	1.0	2.0	1.75	1.0	10.1	9.4
2018	1.1	0.4	1.75	1.8	9.8	9.0
2019	1.0	0.4	1.75	1.1	9.5	8.4
2020	1.5	0.4	1.75	0.5	9.0	8.0
2021	1.6	-1.7	1.75	1.6	8.6	7.9
2022	1.2	0.6	1.75	5.2	8.1	7.2
2023	1.3	1.3	1.75	3.1	7.6	7.2
2024	1.5	0.9	1.75	1.9	7.2	6.7
2025	1.5	1.1	1.75	1.75	6.8	6.2
2026	1.5	0.8	1.75	1.75	6.5	5.6
2027	1.5	0.8	1.75	1.75	6.1	5.0
2028	1.5	1.0	1.75	1.75	5.7	5.4
2029	1.5	1.0	1.75	1.75	5.3	5.8
2030	1.5	1.0	1.75	1.75	4.9	6.2
2031	1.5	1.0	1.75	1.75	4.5	6.6
2032	1.5	1.0	1.75	1.75	4.5	7.0

NOTE : Les rapports annuels du COR présentent systématiquement les projections pour plusieurs scénarios économiques. Le scénario retenu ici pour le rapport de septembre 2020 correspond au scénario dit « 1 % - 7 % » (l'intitulé correspond au taux de croissance de la productivité et au taux de chômage de long terme).

SOURCE : Conseil d'orientation des retraites

Sur autre plan de nouveau, les hypothèses démographiques utilisées sont basées sur le scénario central projeté par l'Insee lors de son exercice de projection de 2010. L'Insee a depuis procédé à deux autres exercices de projections démographiques : l'un en 2016 (Blanpain et Buisson, 2016) et l'autre en 2021 (Algava et Blanpain, 2021). L'exercice de 2016 avait conduit à des projections plus favorables en termes de mortalité que celui de 2010 : l'espérance de vie des hommes et des femmes était plus élevée, respectivement de 3 ans et de 1 an à l'horizon 2060. Par ailleurs, les projections de 2016 intègrent des corrections qui conduisent à augmenter légèrement les quotients de mortalité pour les générations nées entre 1940 et 1956. A l'inverse, l'exercice de 2021 a conduit à une révision à la baisse des projections de gains d'espérance de vie : l'espérance de vie des hommes et des femmes était plus faible, respectivement de 3 ans et de 2,5 ans à l'horizon 2070. Les figures 4.1 et 4.2 illustrent les différences entre les scénarios centraux des exercices de 2010 et de 2021 sur l'évolution de l'espérance de vie à 60 ans au fil des années pour les hommes et pour les femmes.

FIGURE 4.1 : Espérance de vie à 60 ans pour les hommes au fil des années dans les scénarios centraux de l'Insee des exercices de projections démographiques de 2010 et 2021

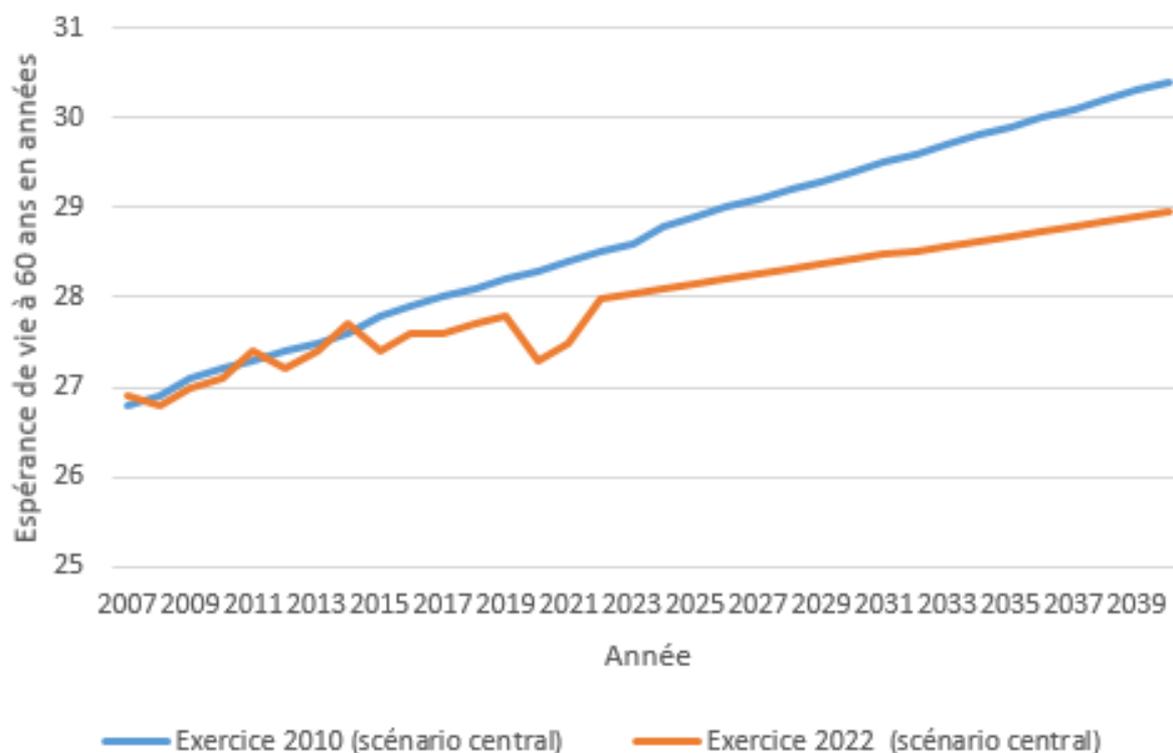


NOTE : Seuls les scénarios centraux sont présentés.

CHAMP : Homme vivant en France métropolitaine.

SOURCE : Insee, bilans démographiques et projections de populations 2007-2060 et 2021-2070.

FIGURE 4.2 : Espérance de vie à 60 ans pour les femmes au fil des années dans les scénarios centraux de l'Insee des exercices de projections démographiques de 2010 et 2021



NOTE : Seuls les scénarios centraux sont présentés.

CHAMP : Femmes vivant en France métropolitaine.

SOURCE : Insee, bilans démographiques et projections de populations 2007-2060 et 2021-2070.

Enfin, au regard des simulations conduites à l'occasion de cette étude, le modèle de microsimulation TRAJECTOIRE comporte certaines limites imputables essentiellement à l'incomplétude du modèle sur certains éléments de la législation. D'abord, la modélisation ne tient pas compte des pensions de réversion. Or, celles-ci sont affectées par les différentes réformes notamment car les pensions de droit direct – à partir desquelles elles sont calculées – sont modifiées. Par ailleurs elles sont directement concernées par les modifications législatives portant sur les revalorisations des pensions (sous-indexation et décalage de la date de revalorisation). La prise en compte de ces pensions pourrait amener à modifier sensiblement certains résultats en particulier les éléments relatifs à l'équité hommes/femmes (les pensions de réversion concernent essentiellement les femmes). Enfin, la législation relative à l'historique des taux de cotisation dans certains régimes n'est pas simulée (régimes de la fonction publique, régimes des indépendants, etc.). En conséquence, l'indicateur qui constitue le taux de cotisation moyen n'est calculé que sur le champ des affiliations au régime général, excluant de facto les carrières de nombreux assurés.

Pour ces raisons, les résultats présentés dans cet article sont analysés principalement

en différence (avant/après réforme), analyse par nature moins sensible aux hypothèses macroéconomiques de projection, qu'en niveau dans l'absolu.

Les parties suivantes se proposent d'analyser l'évolution des différents indicateurs d'équité au fil des générations et dans les différents scénarios législatifs.

4 Impact des réformes sur les quatre indicateurs moyens par génération du COR et sur l'équité au sein des différents quartiles de revenu

4.1 La durée de retraite

La durée moyenne de retraite d'une génération se déduit par différence entre l'espérance de vie à 60 ans de cette génération⁷, issue des projections démographiques de l'Insee de 2010, et son âge moyen de départ à la retraite, issu des simulations du modèle TRAJEC-TOiRE⁸. L'indicateur de durée de retraite présenté dans cette étude est calculé à la fois en niveau et en proportion de la durée de vie totale, selon les différents scénarios de mortalité⁹. Nous présentons le scénario central de mortalité, une variante de mortalité haute et une variante de mortalité basse, toutes deux issues des projections de l'Insee. Ces deux scénarios se distinguent du scénario central par des hypothèses respectivement moins favorables et plus favorables concernant l'évolution à venir des quotients de mortalité aux différents âges.

À l'issue de l'ensemble des modifications réglementaires intervenues avant 2015 (scénario législatif en vigueur au 31 décembre 2015), nous observons au fil des générations, au-delà de celle née en 1950 (cf. figure 4.3), d'abord une chute de la durée passée à la retraite sous l'effet de la réforme de 2010, puis une augmentation de cet indicateur. Cette hausse est la conséquence de l'augmentation de l'espérance de vie entre les générations les plus anciennes et les plus jeunes, plus forte que l'augmentation de l'âge moyen de liquidation. La durée moyenne de retraite passerait ainsi de 25,7 ans pour la génération née en 1950 à 26,8 ans pour la génération née en 1990 dans le scénario central de mortalité. Au final, la génération 1980 bénéficierait d'une durée de retraite à peu près égale à celle de la génération 1950.

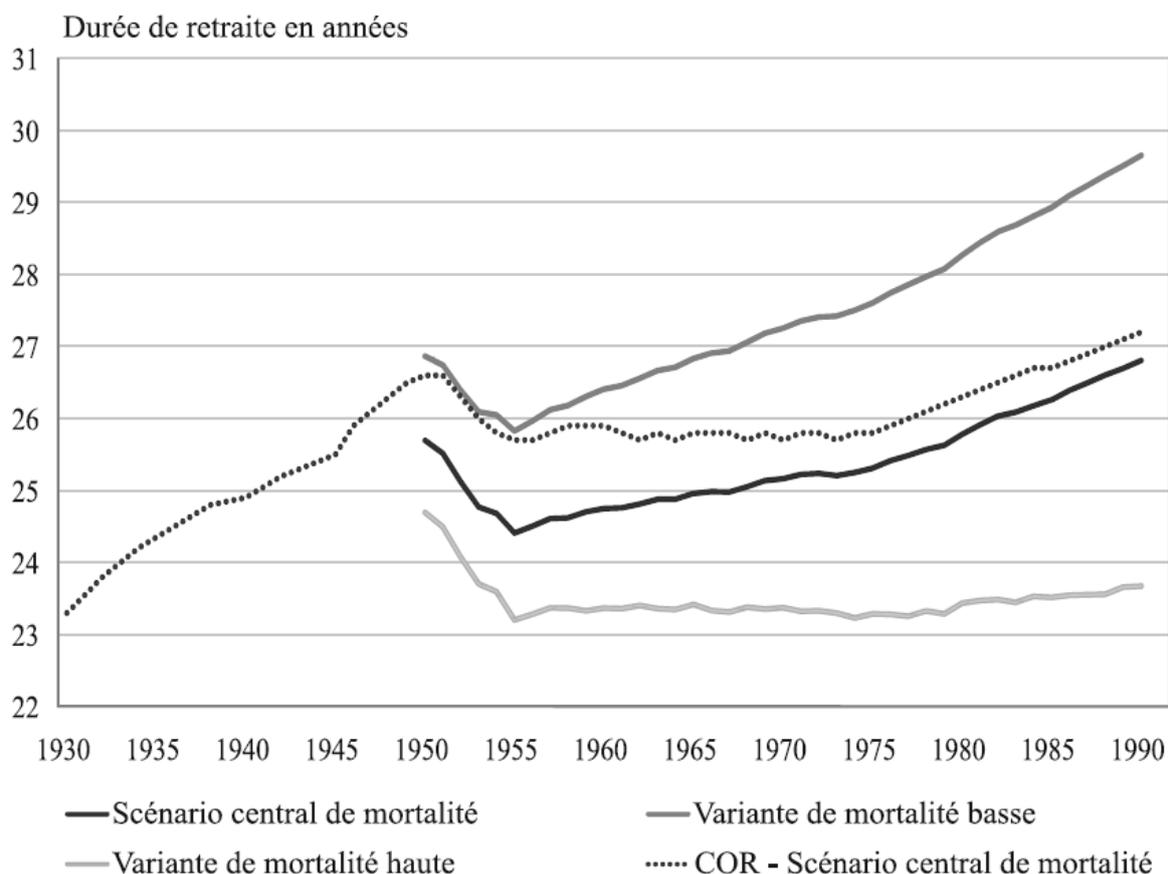
⁷La notion d'espérance de vie par génération diffère de l'espérance de vie instantanée. Dans le premier cas, elle est calculée à partir des projections de quotient de mortalité pour une génération donnée aux différents âges (et donc sur différentes années). Elle correspond alors à une projection de la durée réelle de vie à 60 ans. Dans le second cas, elle est calculée à partir des quotients de mortalité d'une année donnée aux différents âges. Elle correspond alors à une projection de la durée de vie à 60 ans sous l'hypothèse où la mortalité dans le futur est la même que celle observée l'année de référence.

⁸Plus concrètement, la durée de retraite est égale à : 60 ans + espérance de vie à 60 ans de la génération - âge moyen de liquidation de la génération issu des simulations du modèle.

⁹La durée de retraite en proportion de la durée de vie d'une génération est égale au ratio entre la durée de retraite de cette génération et l'espérance de vie à 60 ans de cette génération à laquelle on ajoute 60 ans.

En revanche les générations intermédiaires auraient une durée de retraite plus courte.

FIGURE 4.3 : Durée de retraite en fonction de l'année de naissance selon différents scénarios de mortalité avec la législation en vigueur au 31 décembre 2015



NOTE : Le scénario de mortalité utilisé ici est le scénario issu des projections démographiques de l'Insee publié en octobre 2010.

LECTURE : La durée moyenne de retraite des assurés de la génération 1950 est de 25,7 ans dans le scénario central de mortalité projeté par l'Insee en 2010.

CHAMP : Ensemble des assurés des générations nées après 1950 et vivants au moment de la liquidation de leurs droits (simulation TRAJECTOIRE). Ensemble des retraités résidant en France et ayant liquidé leur pension en rente (projection COR).

SOURCE : Rapport annuel du COR de juin 2016 et Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014

Les données issues du rapport du COR de juin 2016 ont été ajoutées sur la figure 4.3 à titre de comparaison avec les données calculées par le modèle TRAJECTOIRE. On note une légère différence de niveau de l'indicateur, qui s'explique notamment par la différence de champ¹⁰,

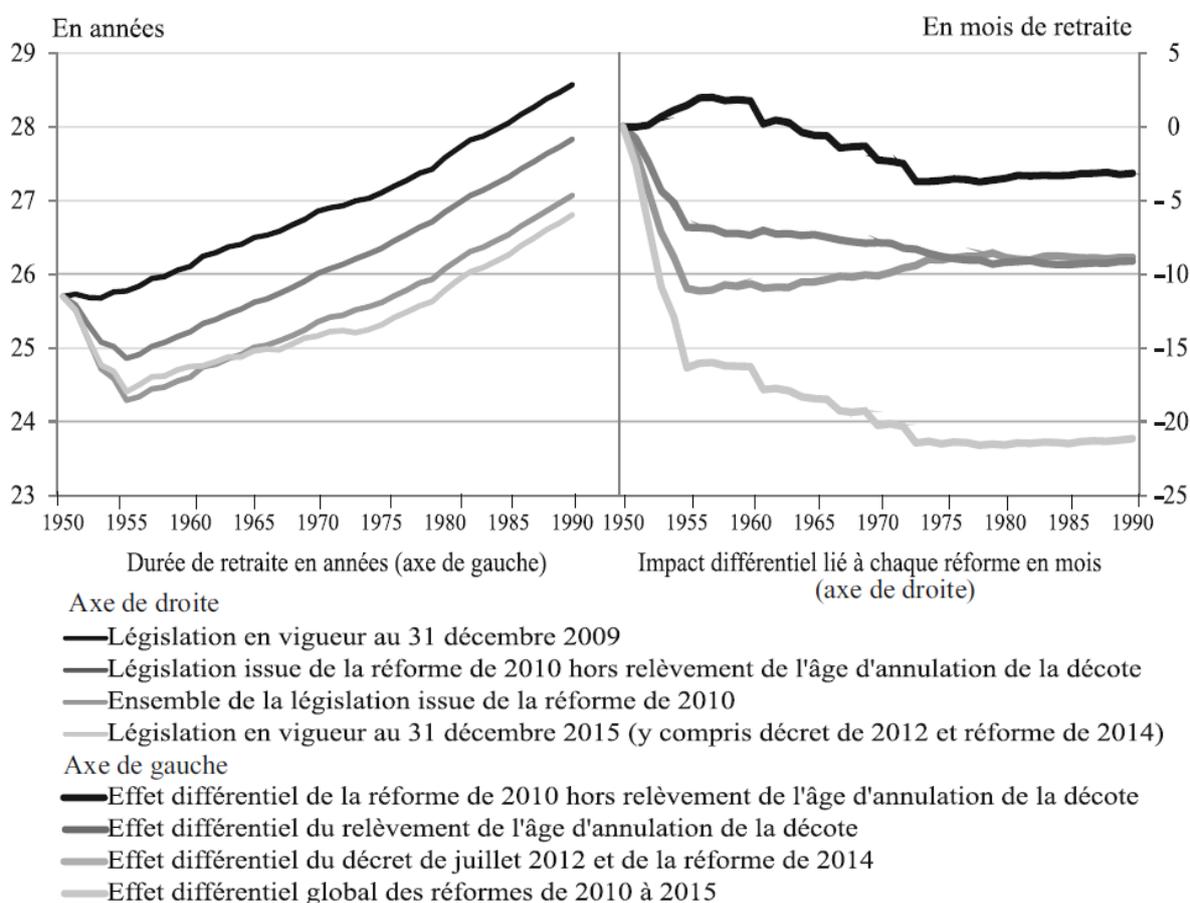
¹⁰La durée moyenne de retraite présentée dans les rapports annuels du COR est calculée sur le champ des retraités résidant en France et dont au moins l'une des pensions de retraite est versée en rente, tandis que la durée simulée à partir du modèle TRAJECTOIRE est, dans cet article, calculée sur le champ de l'ensemble des affiliés, y compris ceux résidant à l'étranger et ceux liquidant leur retraite en versement forfaitaire unique (VFU). Or ces deux catégories d'affiliés ont fréquemment des durées validées courtes, et liquident donc le plus

mais les deux sources fournissent des évolutions comparables même si l'écart en niveau tend à se resserrer pour les générations les plus récentes. Cela conforte le fait que l'analyse de l'évolution de cet indicateur à partir des données issues du modèle TRAJECTOIRE est pertinente.

Pour une génération donnée, nous observons une diminution de la durée passée à la retraite au fur et à mesure que les différentes réformes des retraites sont mises en place (cf. figure 4.4).

souvent à l'âge d'annulation de la décote; l'âge de liquidation calculé sur le champ incluant ces catégories est donc en moyenne plus élevé, et la durée de retraite plus courte.

FIGURE 4.4 : Durée de retraite en fonction de la génération pour différents scénarios législatifs (scénario central de mortalité de l'Insee)



LECTURE : La durée moyenne de retraite des assurés de la génération 1990 est de 26,8 ans dans le scénario législatif en vigueur au 31 décembre 2015. Cette durée était de 28,6 ans dans le scénario législatif correspondant à la législation en vigueur au 31 décembre 2009. La réforme de 2010, hors effet du relèvement de l'âge d'annulation de la décote, conduit à diminuer la durée de retraite de la génération 1990 d'environ 9 mois. La légende est inversée : les éléments indiqués sous la mention "Axe de droite" se réfèrent en fait à l'axe de gauche et vice versa.

CHAMP : Ensemble des assurés des générations nées après 1950 et vivants au moment de la liquidation de leurs droits. Le scénario de mortalité est le scénario central projeté par l'Insee.

SOURCE : Rapport annuel du COR de juin 2016 et Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014

L'âge moyen de départ à la retraite augmente à partir de la génération 1951, sous l'effet du relèvement de deux ans de l'âge d'ouverture des droits suite à la réforme des retraites de 2010. Cela explique la diminution de la durée de retraite moyenne par génération d'un peu moins d'un an entre les générations 1950 et 1955 pour le scénario réglementaire correspondant (réglementation issue de la réforme de 2010 hors relèvement de l'âge d'annulation de la décote).

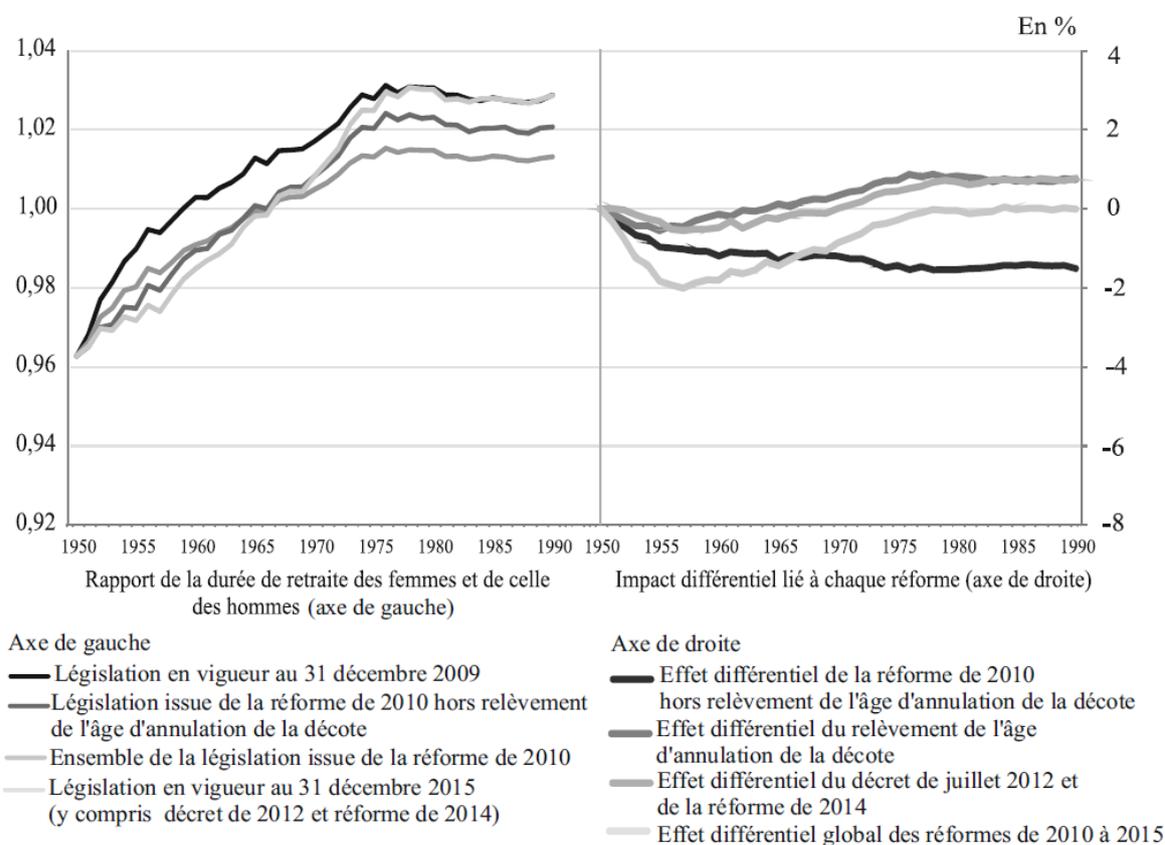
Le passage de l'âge d'annulation de la décote de 65 à 67 ans contribue, lui aussi, à augmenter l'âge moyen de départ à la retraite. Pour les générations qui sont actuellement

proches de la retraite, l'âge d'annulation de la décote est moins contraignant, pour la plupart des assurés, que celui de l'ouverture des droits, c'est pourquoi la diminution de la durée de retraite engendrée par cette mesure est, au début de la période de projection, un peu moindre que la diminution engendrée par le relèvement de l'âge d'ouverture des droits (Duc *et al.*, 2016). La génération 1955 perd 6 mois de durée passée à la retraite avec le passage de l'âge d'annulation de la décote de 65 à 67 ans. Cet effet s'amplifie cependant au fil des générations.

L'intérêt de cet indicateur est aussi de rendre possible des comparaisons intragénérationnelles. La figure 4.5 montre l'évolution au fil des générations du rapport entre la durée de retraite des femmes et celle des hommes¹¹ pour différents scénarios législatifs. Remarquons d'abord que le ratio, qui est inférieur à 1 pour les générations nées avant 1960, dépasse ce seuil pour les générations les plus récentes. Cela s'explique par un âge moyen de liquidation des droits qui devient plus avancé pour les hommes que pour les femmes du fait notamment d'une participation croissante de ces dernières au marché du travail, mais aussi du fait qu'elles bénéficient davantage des majorations de durée d'assurance pour enfants (voir le chapitre 3). Sous la législation en vigueur avant la réforme de 2010, le rapport des durées moyennes de retraite des femmes et des hommes augmente d'abord progressivement, jusqu'aux générations nées au milieu des années 1970, puis se stabilise.

¹¹Deux méthodes de calcul peuvent être utilisées pour l'estimation de la durée de retraite par sexe : soit l'espérance de vie distincte par sexe, soit l'espérance de vie unisexe. La première méthode fournit une estimation de la durée moyenne de retraite plus proche de la réalité pour chaque sexe, au sens où les différences d'espérance de vie entre sexe sont prises en compte. La deuxième méthode implique que la différence de durée de retraite entre sexe correspond aux écarts d'âge de liquidation. Les systèmes de retraite obligatoires ayant été conçus dans l'optique d'une mutualisation du risque viager, cette deuxième méthode de calcul permet de s'inscrire en cohérence avec cette optique, en ne considérant pas les écarts d'espérance de vie entre sexe comme des facteurs d'inéquité. Dans cette étude visant à analyser des indicateurs d'équité, et s'inscrivant donc dans une approche normative, nous avons fait le choix de présenter les résultats selon la deuxième méthode. Si l'on fait l'hypothèse que les réformes des retraites n'ont pas d'impact sur l'espérance de vie, le choix de la méthode n'a de toute façon que peu d'incidence sur les résultats.

FIGURE 4.5 : Rapport entre la durée de retraite des femmes et celle des hommes en fonction de la génération pour différents scénarios législatifs (scénario central de mortalité)



NOTE : Pour l'impact différentiel des réformes (graphique de droite), une valeur positive signifie que la réforme diminue la durée de retraite en moyenne davantage pour les hommes que pour les femmes, et une valeur négative qu'elle diminue davantage la durée de retraite des femmes que celle des hommes. La même espérance de vie moyenne au sein de chaque génération (hommes et femmes confondus) est ici considérée pour les deux sexes.

LECTURE : Pour les assurés de la génération 1990, le rapport entre la durée de retraite des femmes et celle des hommes s'établit à 1,03 dans le scénario législatif en vigueur au 31 décembre 2009 (graphique de gauche). La réforme de 2010, hors effet du relèvement de l'âge d'annulation de la décote, conduit à diminuer ce rapport d'environ 1,5 % pour cette génération.

CHAMP : Ensemble des assurés des générations nées après 1950 et vivants au moment de la liquidation de leurs droits.

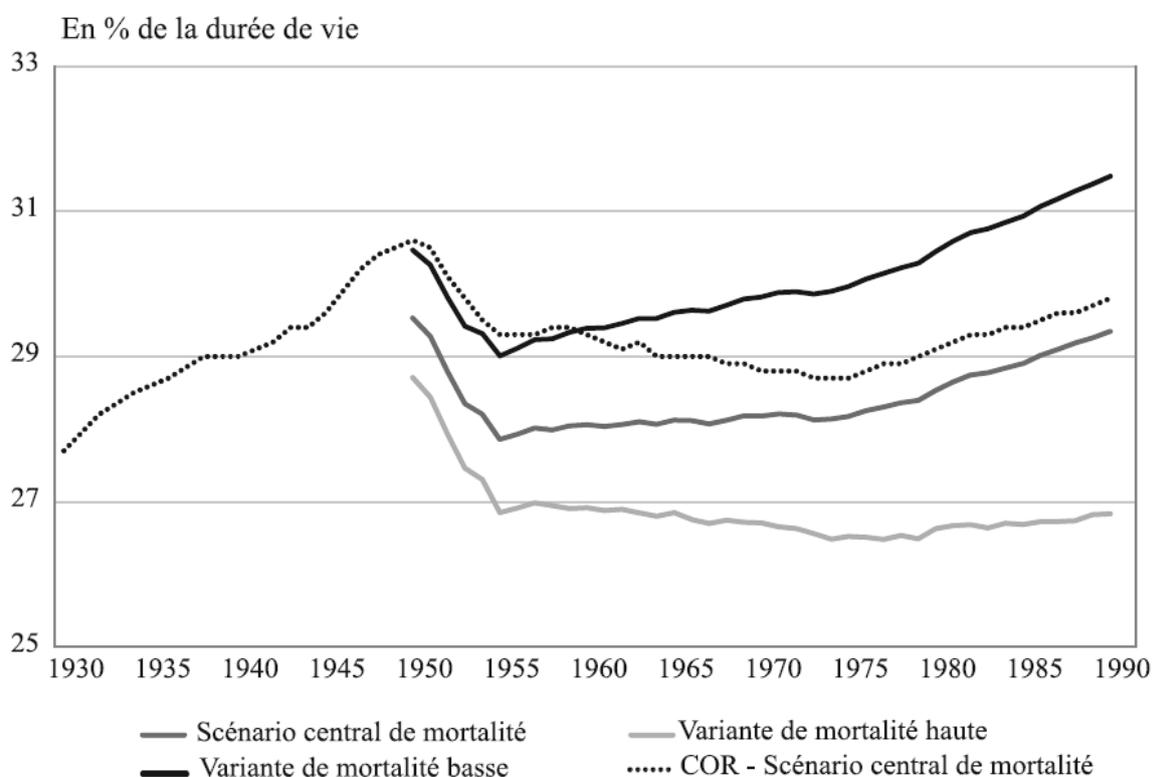
SOURCE : Rapport annuel du COR de juin 2016 et Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Scénario central de mortalité de l'Insee.

Les réformes des retraites menées depuis 2010 ont eu des effets variables sur ce ratio. Les femmes sont davantage touchées que les hommes par l'augmentation de l'âge d'ouverture des droits, si bien que l'effet de cette mesure sur le rapport de durée de retraite des femmes sur celle des hommes est de réduire ce ratio. Les autres mesures diminuent également ce ratio pour les générations les plus anciennes, mais elles l'augmentent pour les générations les plus jeunes. Pour les générations nées après 1980, les réformes conduites depuis 2010 prises dans leur ensemble ont eu un effet neutre.

La durée de retraite exprimée en années n'est pas forcément l'indicateur le plus pertinent en matière d'équité « au regard de la durée de retraite » (COR, 2014a; Aubert et Rabate, 2014). En particulier, les espérances de vie pouvant différer de plusieurs années entre des générations éloignées, nous nous intéressons dans ce qui suit à la durée de retraite en proportion de l'espérance de vie. En effet, la durée de vie augmentant, il ne suffit pas de regarder la variation de la durée de retraite pour juger de l'équité. L'examen d'une durée de retraite relative à la durée de vie, plutôt qu'absolue, est notamment cohérent avec la notion d'équité introduite par la réforme de 2003, qui avait mis en avant le principe d'un partage des gains d'espérance de vie de deux tiers pour la durée de carrière et d'un tiers pour la retraite. Dans cette étude, nous choisissons de rapporter la durée de retraite à la durée de vie totale – à l'instar du choix retenu dans les rapports annuels du COR.

En simulant le scénario législatif en vigueur au 31 décembre 2015, nous observons une diminution de la proportion de la durée passée à la retraite sur la durée de vie totale entre les générations 1950 et 1955 (cf. figure 4.6). Cela est dû aux décalages des âges légaux contenus dans la réforme de 2010 ainsi qu'à l'allongement progressif de la durée requise pour le taux plein de la réforme de 2003. Dans le scénario central de mortalité, elle passe ainsi de 29,5 % pour la génération 1950 à 27,9 % pour la génération 1955. L'indicateur remonte ensuite progressivement au fil des générations (sauf dans le scénario de mortalité haute). Dans le scénario central de mortalité, la génération 1990 bénéficie à peu près (29,3 %) d'une durée de retraite en proportion de sa durée de vie égale à celle de la génération 1950.

FIGURE 4.6 : Durée de retraite, en proportion de la durée de vie totale, en fonction de la génération selon le scénario de mortalité, avec la législation en vigueur au 31 décembre 2015



LECTURE : La durée moyenne de retraite en proportion de la durée de vie des assurés de la génération 1950 est de 29,5 % dans le scénario central de mortalité projeté par l'Insee en 2010.

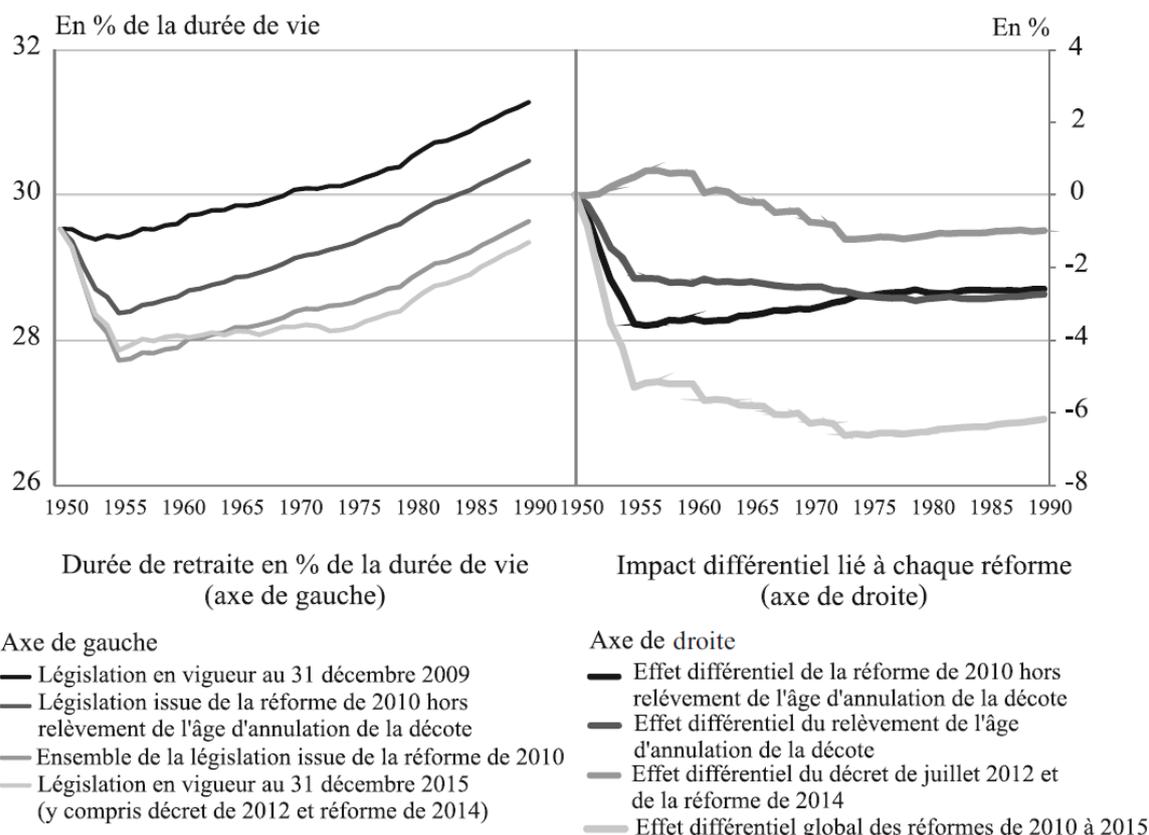
CHAMP : Ensemble des assurés vivants au moment de la liquidation de leurs droits (simulation Trajectoire), ensemble des retraités résidant en France (projection COR).

SOURCE : Rapport annuel du COR de juin 2016 et Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Scénario démographique central projeté par l'Insee en 2010.

De façon analogue à l'évolution de la durée passée à la retraite exprimée en nombres d'années, nous observons (cf. figure 4.7) que les différentes réformes des retraites depuis 2010 ont contribué à diminuer la durée passée à la retraite en proportion de la durée de vie totale. Le passage de l'âge d'ouverture des droits à la retraite de 60 à 62 ans, d'une part, et de celui d'annulation de la décote de 65 à 67 ans, d'autre part, ainsi que l'augmentation de la durée requise pour le taux plein ont ainsi contribué à abaisser de deux points de pourcentage (de 31,3 % à 29,3 %) la proportion de la durée de vie passée à la retraite pour les assurés de la génération 1990. Ainsi, si l'on compare les deux générations les plus éloignées considérées dans cette étude, les réformes des retraites menées entre 2010 et 2015 vont dans le sens d'une plus grande équité pour la génération 1990 par rapport à la génération 1950 au regard de leurs durées de retraite respectives. Entre ces générations, la proportion de la durée de vie passée à la retraite est inférieure d'au plus 1,5 point de pourcentage, ce qui reste proche de la situation des générations les plus récentes, et au-dessus de celle des générations nées

dans les années 1930. Ces résultats vont dans le sens de travaux récents conduits à partir du modèle de microsimulation Destinie de l'Insee¹² (Dubois et Marino, 2016; Aubert et Rabate, 2014).

FIGURE 4.7 : Durée de retraite, en proportion de la durée de vie totale, en fonction de la génération selon le scénario législatif (scénario central de mortalité de l'Insee)



LECTURE : La durée moyenne de retraite en proportion de la durée de vie des assurés de la génération 1990 est de 29,3 % dans le scénario correspondant à la législation en vigueur au 31 décembre 2015 (graphique de gauche). La réforme de 2010, hors effet du relèvement de l'âge d'annulation de la décote, conduit à diminuer cette durée d'environ 2,6 % pour cette génération (graphique de droite).

CHAMP : Ensemble des assurés des générations nées après 1950 et vivants au moment de la liquidation de leurs droits.

SOURCE : Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Scénario démographique central projeté par l'Insee en 2010.

Au-delà de la seule analyse de la durée de retraite, il pourrait être intéressant d'étudier également la durée de retraite en bonne santé (ou sans incapacité), parfois présentée

¹²La principale différence entre le modèle Destinie de l'Insee et le modèle TRAJECTOIRE de la Drees réside dans la source sur laquelle ces modèles sont adossés. Alors que TRAJECTOIRE est adossé aux données administratives contenues dans l'EIC, Destinie est basé sur les données de l'enquête *Patrimoine* de l'Insee. Ces données d'enquête font appel à la mémoire des assurés pour retracer leur carrière. Cette différence de source induit aussi une différence de champ : les données administratives couvrent l'ensemble des assurés alors que les données de l'enquête *Patrimoine* portent uniquement sur les ménages résidant en France métropolitaine.

comme un indicateur davantage pertinent en matière d'équité au regard de la durée de retraite (Cambois *et al.*, 2011). Cette notion est malheureusement absente du modèle TRAJECTOIRE, mais une étude récente montre que, dans le cadre du scénario réglementaire actuel, la durée de retraite sans incapacité sévère serait stable entre les générations 1960 et 1990 (Cazenave-Lacroutz et Godet, 2016). Cela implique une diminution de la durée de retraite en proportion de la durée de vie au fil des générations en raison de l'augmentation de l'espérance de vie. Les conclusions en termes d'équité entre les générations du point de vue de ce critère pourraient alors être davantage nuancées.

4.2 La durée de carrière

La durée de carrière peut être calculée de différentes manières selon le statut que l'on accorde aux périodes de non-emploi. Au sens le plus strict, la durée de carrière peut être considérée comme la durée passée effectivement en emploi. On peut également considérer, au-delà de la durée travaillée, quelques périodes de non-emploi involontaire ou encore la durée validée totale pour la retraite (y compris majorations et bonifications de durée).

En pratique, trois définitions peuvent être retenues à partir des trimestres validés par les assurés pour leur retraite (Collin, 2016) :

- la durée cotisée au seul titre de l'emploi (en tant qu'approximation de la durée effectivement passée en emploi) ;
- la durée validée hors majorations (correspondant approximativement à la durée calendaire passée soit en emploi, soit dans des situations considérées comme assimilées à de la cotisation, du point de vue du système de retraite) ;
- la durée validée totale (y compris majorations pour la maternité et l'éducation des enfants et bonifications de durée) qui constitue la notion de durée effectivement prise en compte par le système de retraite pour le calcul du montant de pension.

Le choix d'une définition, parmi les trois précédentes, pour apprécier l'équité au regard de la durée de carrière est une question normative. Nous présentons dans cet article la définition relative à la durée validée totale (y compris majoration et bonifications) tous régimes car c'est cette durée qui est *in fine* prise en compte par le système de retraite¹³.

De façon analogue au calcul de l'indicateur de durée de retraite, l'indicateur de durée de carrière est calculé en proportion de la durée de vie totale, selon les trois scénarios de mortalité (central, variante de mortalité haute et variante de mortalité basse)¹⁴.

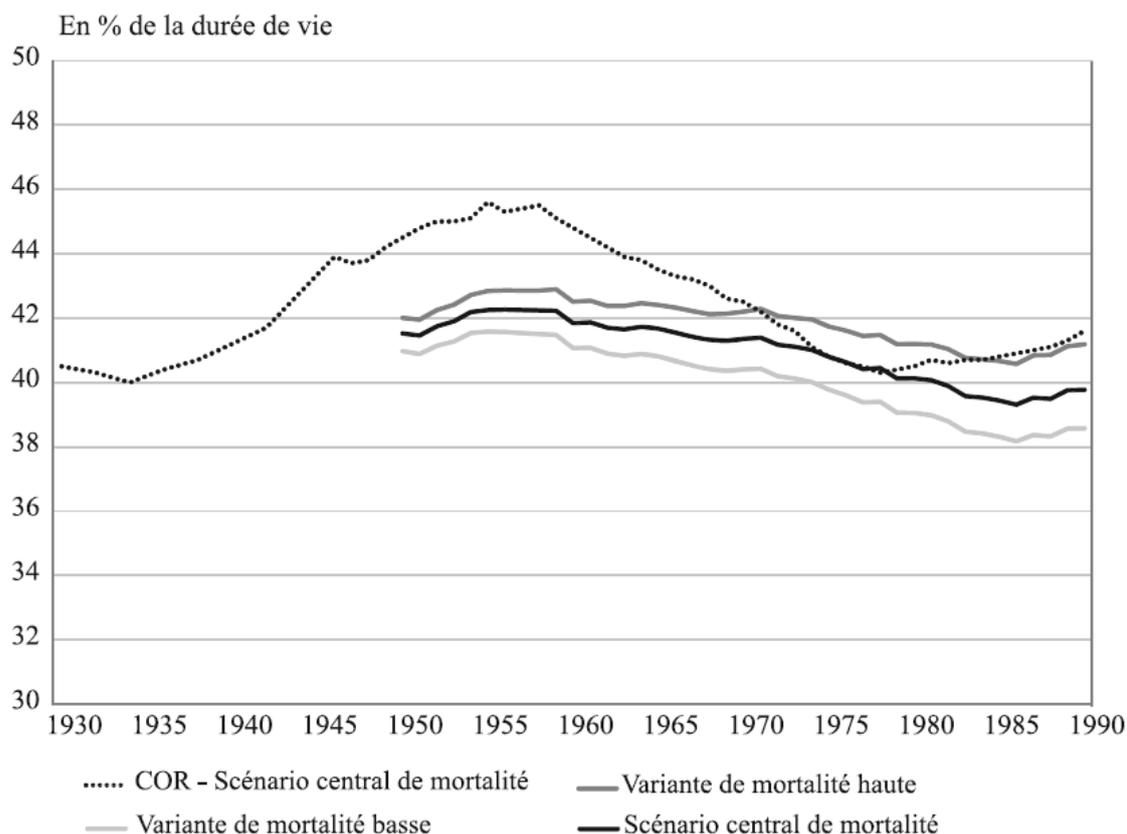
Si l'on se place dans le cadre de la législation en vigueur au 31 décembre 2015 et dans le

¹³Cette définition est également celle retenue par le COR.

¹⁴La durée de carrière en proportion de la durée de vie totale pour une génération est en pratique calculée ici comme le ratio entre la durée de carrière moyenne de la génération et l'espérance de vie à 60 ans de cette génération augmentée de 60 ans.

scénario central de mortalité projeté par l'Insee, la durée moyenne de carrière en proportion de la durée de vie totale par génération diminue au fil des générations. Elle passe de 41,5 % pour la génération née en 1950 à 39,4 % pour la génération née en 1985 (cf. figure 4.8). Cette baisse peut être liée aux entrées sur le marché du travail de plus en plus tardives, au fil des générations jusqu'à celles nées au milieu des années 1970 (Salembier, 2015). En pratique, la durée d'assurance validée tous régimes reste globalement stable (comprise entre 36 et 37 années) ce qui implique que les entrées plus tardives sur le marché du travail sont compensées par des âges de liquidation des droits à retraite plus tardifs également. Néanmoins, dans le même temps, l'espérance de vie à 60 ans croît sensiblement, passant de 27 ans pour les individus de la génération 1950 à 31,3 ans pour ceux de la génération 1990.

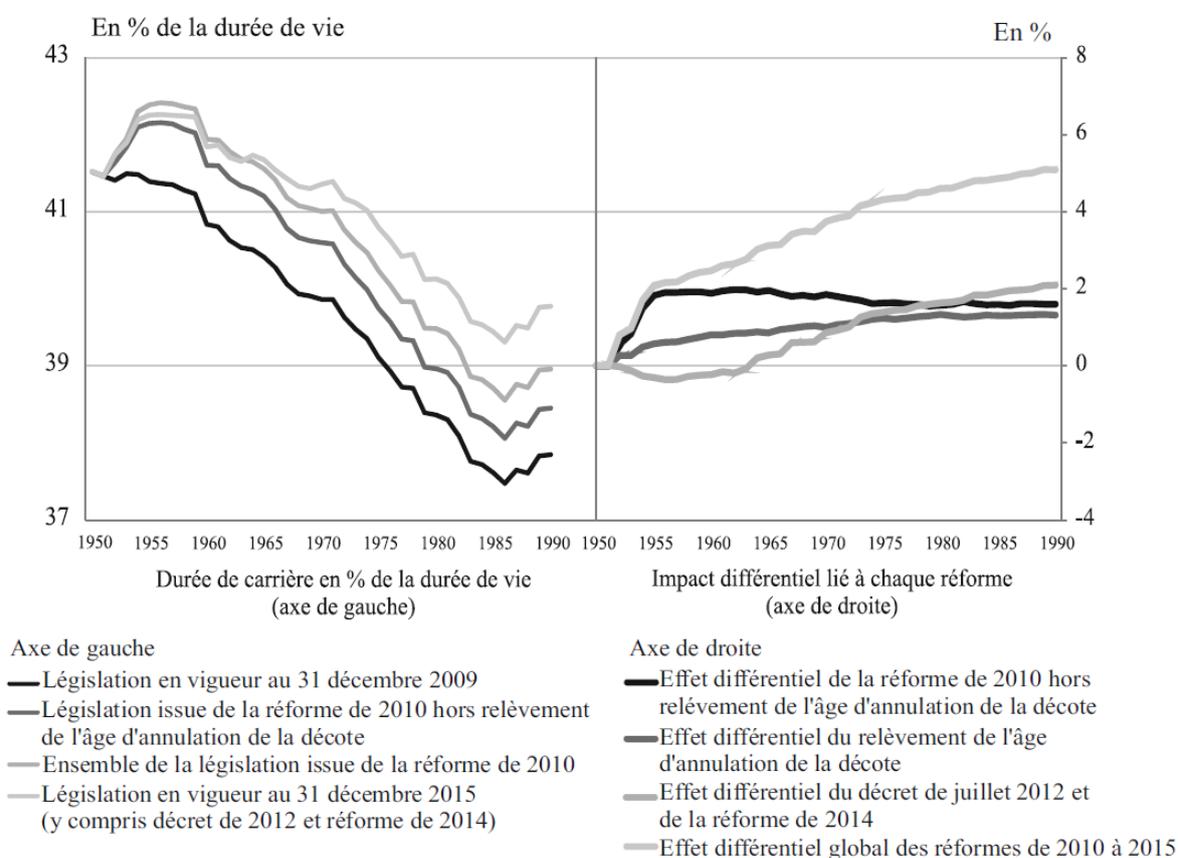
FIGURE 4.8 : Durée de carrière, en proportion de la durée de vie totale, en fonction de la génération selon le scénario de mortalité avec la législation en vigueur au 31 décembre 2015



LECTURE : Selon le modèle TRAJECTOIRE, la durée moyenne de carrière en proportion de la durée de vie des assurés de la génération 1950 est de 41,5 % dans le scénario central de mortalité projeté par l'Insee en 2010
CHAMP : Ensemble des assurés des générations nées après 1950 et vivants au moment de la liquidation de leurs droits (simulation TRAJECTOIRE). Ensemble des retraités résidant en France et ayant liquidé leur pension en rente (projection COR).

SOURCE : Rapport annuel du COR de juin 2016 et modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Scénario démographique central projeté par l'Insee en 2010.

FIGURE 4.9 : Durée de carrière, en proportion de la durée de vie totale, en fonction de la génération selon le scénario législatif (scénario central de mortalité de l'Insee)



LECTURE : La durée moyenne de carrière en proportion de la durée de vie des assurés de la génération 1990 est de 39,8 % dans le scénario correspondant à la législation en vigueur au 31 décembre 2015 (graphique de gauche). La réforme de 2010, hors effet du relèvement de l'âge d'annulation de la décote, conduit à augmenter cette durée d'environ 1,6 % pour cette génération (graphique de droite).

CHAMP : Ensemble des assurés des générations nées après 1950 et vivants au moment de la liquidation de leurs droits.

SOURCE : Rapport annuel du COR de juin 2016 et modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Scénario démographique central projeté par l'Insee en 2010.

Le niveau moyen de l'indicateur de durée de carrière en proportion de la durée de vie, estimé à partir des simulations de TRAJECTOIRE, est légèrement inférieur à celui présenté par le COR (3 points de pourcentage pour la génération 1950, ce qui représente environ deux années et demie de carrière). Cela peut s'expliquer par les différences de champ mentionnées plus haut : les retraités liquidant leur pension sous la forme d'un versement forfaitaire unique (VFU) et les personnes qui, en pratique, ne demanderont jamais la liquidation de leurs droits, qui sont exclus du champ retenu par le COR mais inclus dans celui de cet article, ont le plus souvent une durée validée plus courte que la moyenne. Néanmoins, la série du COR et celle issue de TRAJECTOIRE présentent les mêmes tendances au fil des générations. La suite de l'étude s'intéressant principalement à l'évolution de cet indicateur, plus

qu'à son niveau, les écarts mis en évidence sont de deuxième ordre.

Les différentes réformes des retraites depuis 2010 ont eu pour effet une hausse de la proportion de vie passée en activité. En l'absence de réforme, la durée de carrière en proportion de la vie totale aurait mécaniquement diminué au fil des générations en raison de la hausse de l'espérance de vie.

Le passage de l'âge d'ouverture des droits de 60 à 62 ans a pour effet un décalage de l'âge de départ à la retraite, ce qui permet à certaines personnes de valider plus de trimestres, et ainsi d'augmenter la durée de carrière. Nous observons le même effet pour le passage de l'âge d'annulation de la décote de 65 à 67 ans et pour l'augmentation de la durée requise pour le taux plein de 167 à 172 trimestres. Ces trois mesures ont chacune un impact de même ampleur pour les générations nées dans la deuxième moitié des années 1970 et l'impact de l'allongement de la durée requise devient le plus fort parmi les générations les plus jeunes – alors que son impact en termes de durée de retraite restait d'une plus faible ampleur que celui des relèvements de l'âge minimal et de l'âge d'annulation de la décote (cf. figures 4.4 et 4.7). Ainsi, entre la législation en vigueur au 31 décembre 2009 et celle en vigueur au 31 décembre 2015, on observe une augmentation de la durée validée en proportion de la durée de vie totale. La génération 1990 passe d'une proportion de durée de carrière sur la durée de vie totale de 37,8 % à 39,8 %, avec l'ensemble des réformes étudiées. À la lumière de cet indicateur, les réformes menées depuis 2010 vont dans le sens d'une plus grande équité intergénérationnelle par comparaison avec la situation des personnes nées en 1950 (sauf pour les générations nées entre 1951 et 1955), puisque les assurés de générations nées après 1960 auraient, en l'absence de réforme, bénéficié d'une durée de carrière plus courte, en proportion de leur durée de vie, par rapport à ceux nés en 1950. Les réformes ont bien pour effet d'allonger les durées de carrière en proportion de la durée de vie, même si elles ne suffisent pas pour neutraliser le fait que les assurés nés au cours des années 1950 ont validé des durées plus longues que les assurés des générations plus récentes.

Rappelons que l'équité au regard de la durée de carrière est une question normative complexe, et que le choix des indicateurs pour l'apprécier reste encore en débat. D'autres indicateurs pourraient ainsi conduire à des résultats différents. En particulier, le caractère « avantageux » pour une génération d'avoir une durée de carrière plus faible en moyenne peut être discuté car, s'il est effectivement souvent vu comme tel lorsqu'on compare des assurés à carrière complète, une faible durée de carrière liée à une forte proportion de carrières incomplètes peut aussi, à l'inverse, être interprété comme un désavantage, puisqu'il a pour conséquence des pensions de plus faibles montants. Ces réflexions conduisent à considérer également d'autres indicateurs de durée de carrière, qui visent à neutraliser ces effets liés aux carrières incomplètes via la notion d'équivalent carrière complète¹⁵ (Aubert *et al.*, 2017).

¹⁵Une des solutions pourrait être de pondérer la durée de carrière de chaque assuré par son équivalent carrière

En ce qui concerne les écarts de durée de carrière entre les sexes, le rapport entre la durée validée en moyenne par les femmes et celle des hommes¹⁶ est inférieur à 1 pour les générations nées avant 1960, puis devient supérieur à ce seuil pour les générations nées après. Cela signifie que la durée d'assurance validée tous régimes devient plus longue pour les femmes que pour les hommes. Cela s'explique à la fois par la participation plus grande des femmes au marché du travail (voir sur ce sujet le **chapitre 5** de la thèse) et par les majorations de durée d'assurance dont elles peuvent bénéficier au titre de la maternité et de l'éducation des enfants (Andrieux *et al.*, 2016)¹⁷. Si l'on restreignait l'indicateur à la seule durée cotisée au titre de l'emploi, le ratio femmes/hommes resterait inférieur à 1 pour l'ensemble des générations.

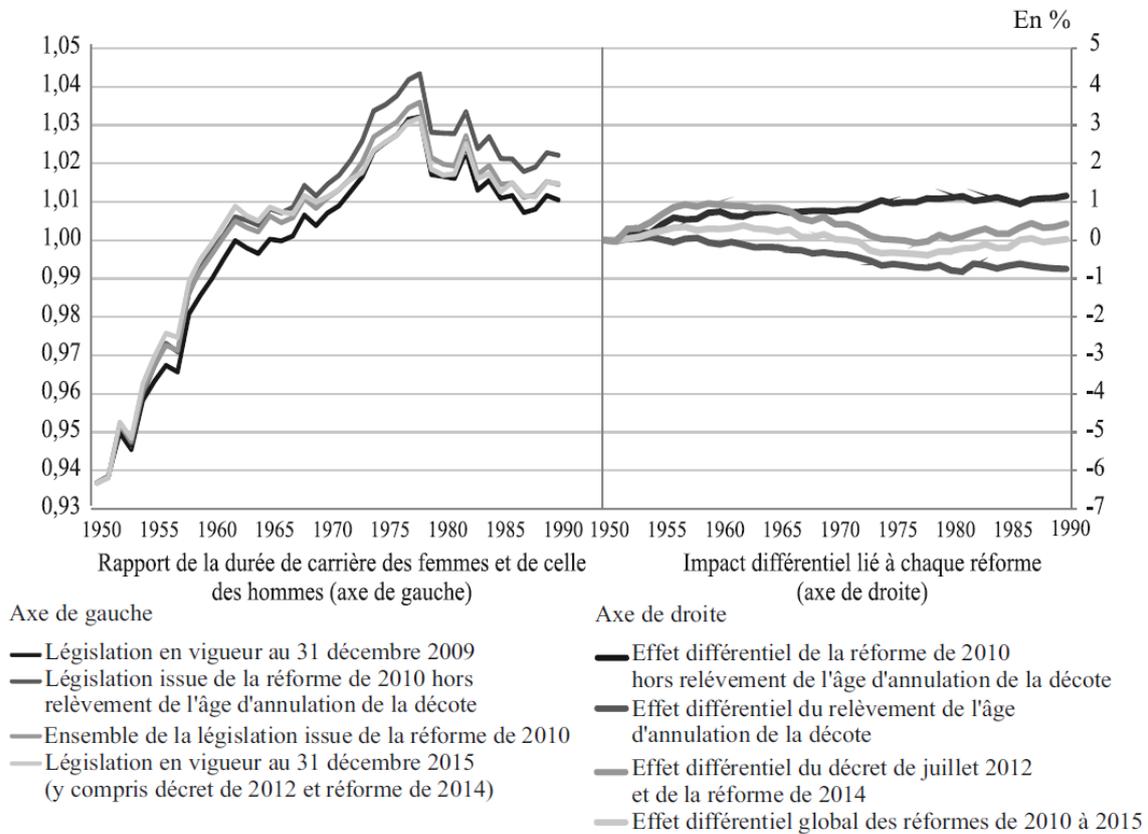
Les réformes conduites depuis 2010, dans leur ensemble, ont eu un effet limité sur le rapport de la durée validée tous régimes des femmes sur celle des hommes. Le relèvement de 60 à 62 ans de l'âge d'ouverture des droits a pour conséquence une hausse du ratio – ce qui signifie qu'il conduit à augmenter plus fortement en moyenne la durée d'assurance validée par les femmes que celle validée par les hommes. Ce relèvement de l'âge d'ouverture des droits a en parallèle pour conséquence de réduire la durée passée à la retraite de 7 mois chez les hommes, contre 11 mois chez les femmes pour les assurés de la génération 1980 (Duc *et al.*, 2016). À l'inverse, l'augmentation de l'âge d'annulation de la décote de 65 à 67 ans conduit à diminuer le ratio femmes/hommes, donc à augmenter la durée de carrière en moyenne davantage pour les hommes que pour les femmes.

complète.

¹⁶Il s'agit ici du ratio des durées de carrière en années et non des durées de carrière en proportion de la durée de vie.

¹⁷Dans le modèle TRAJECTOIRE, les trimestres attribués au titre de l'éducation des enfants sont attribués systématiquement aux femmes. Selon la législation, ils peuvent être partagés entre les parents (2 trimestres chacun) ou attribués exclusivement au père si ces derniers en font la demande (mais ils sont par défaut attribués à la mère). Le recul est encore limité pour étudier les choix des parents car cette réglementation ne concerne que les enfants nés après 2010 et la demande ne peut être formulée qu'après les 4 ans de l'enfant. Ces trimestres de majoration ne sont connus par les régimes qu'à la date de liquidation des droits de l'assuré.

FIGURE 4.10 : Rapport entre la durée de carrière des femmes et celle des hommes en fonction de la génération pour différents scénarios législatifs (scénario central de mortalité de l'Insee)



NOTE : Pour l'impact différentiel des réformes (graphique de droite), une valeur positive signifie que la réforme augmente la durée de carrière en moyenne davantage pour les femmes que pour les hommes, et une valeur négative qu'elle augmente davantage la durée de carrière des hommes que celle des femmes.

LECTURE : Pour les assurés de la génération 1990, le rapport entre la durée de carrière des femmes et celle des hommes s'établit à 1,01 dans le scénario législatif en vigueur au 31 décembre 2009 (graphique de gauche). La réforme de 2010, hors effet du relèvement de l'âge d'annulation de la décote, conduit à augmenter ce ratio d'environ 1,2 % pour cette génération (graphique de droite).

CHAMP : Ensemble des assurés des générations nées après 1950 et vivants au moment de la liquidation de leurs droits.

SOURCE : Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Scénario démographique central projeté par l'Insee en 2010.

4.3 Le taux de remplacement moyen

Le taux de remplacement moyen est un indicateur calculé sur le cycle de vie¹⁸. Il peut être défini à partir de différentes formules mathématiques, selon la façon dont on pondère chaque individu dans le calcul de la moyenne : même poids pour tous les assurés, poids proportionnel à la durée de carrière, etc. (cf. encadré 2). Dans cet article, nous avons choisi de rapporter la moyenne des pensions relatives (c'est-à-dire rapportées au salaire moyen par tête dans l'économie, le SMPT), perçues en moyenne sur l'ensemble de la durée de retraite par les assurés d'une même génération, à la moyenne des salaires relatifs (c'est-à-dire rapportés au SMPT) perçus sur l'ensemble de la carrière des assurés de cette même génération.

Ainsi, si *aliq* désigne l'année de liquidation, *adec* l'année de décès de l'assuré, *adeb* l'année de début de carrière de l'assuré (c'est-à-dire la première année pour laquelle un salaire est porté au compte), *nbret* le nombre d'années de retraite et *nbcar* le nombre d'années de carrière (années pour lesquelles un salaire est porté au compte), nous avons :

$$PensionIndividuelleMoyenne = \frac{1}{nbret} * \sum_{t=aliq}^{adec} \frac{pension_t}{SMPT_t}$$

$$SalaireIndividuelMoyen = \frac{1}{nbcar} * \sum_{t=aliq}^{adec} \frac{salaire_t}{SMPT_t}$$

Le taux de remplacement moyen est obtenu en calculant pour chaque génération le ratio entre la pension individuelle moyenne et le salaire individuel moyen.

Le montant des pensions de retraite dans l'absolu – c'est-à-dire exprimé en euros courants – n'est pas pertinent à étudier au fil des générations lorsqu'on raisonne sur longue période, car pensions de retraite et revenus d'activité peuvent évoluer à des rythmes différents. Ainsi, si les autres types de revenus (notamment les revenus d'activité) augmentent plus rapidement que les retraites, le montant absolu de pension ne traduit pas le bon niveau de vie par rapport au reste de la population. C'est la raison pour laquelle nous considérons ici un indicateur de niveau relatif des pensions, en rapportant le montant moyen des retraites au salaire moyen dans l'économie. Nous raisonnons de même pour les salaires. Le salaire moyen dans l'économie est calculé à partir des séries produites par l'Insee dans le cadre de l'élaboration des comptes nationaux. Il rapporte les rémunérations brutes de l'économie aux effectifs de salariés sur l'année. Il ne tient pas compte des revenus d'activité des non-salariés au numérateur ni des effectifs des non-salariés au dénominateur. Les montants de pension et de salaire sont bruts.

¹⁸Dans son rapport annuel, le COR ne calcule cet indicateur que sur cas-type, car la méthodologie actuelle de ses projections ne permet pas d'estimer le taux de remplacement sur le cycle de vie en moyenne pour chaque génération. Le COR présente par ailleurs un indicateur alternatif sur un échantillon représentatif de retraités : la pension moyenne à 68 ans relative au SMPT de l'ensemble de l'économie.

Encadré 2 : Les différentes définitions du taux de remplacement moyen

Au-delà de la définition retenue dans ce chapitre, le taux de remplacement moyen sur le cycle de vie peut être calculé de plusieurs autres façons pour une génération donnée. Il peut être calculé par exemple au niveau individuel : le taux de remplacement individuel est égal à la moyenne des pensions relatives actualisées versées divisée par la moyenne des revenus de carrière relatifs actualisés. Le taux de remplacement moyen d'une génération peut alors être obtenu en faisant la moyenne, sur l'ensemble des individus de la génération, des taux de remplacement individuels. Cette méthode présente le désavantage d'être sensible aux valeurs extrêmes des taux de remplacement individuels. Une alternative est de définir le taux de remplacement moyen à partir de quatre données agrégées : la durée moyenne de retraite, la durée moyenne de carrière (définie pour chaque individu comme la durée validée au titre de l'emploi), le cumul des salaires relatifs au SMPT moyen par individu, et le cumul des pensions perçues relatives au SMPT moyen par individu. Au niveau individuel, le cumul des salaires relatifs au SMPT et le cumul des pensions relatives au SMPT s'écrivent de la manière suivante (en reprenant les notations précédentes) :

$$CumulPensionsIndividuelles = \sum_{t=aliq}^{adec} \frac{pension_t}{SMPT_t}$$

$$CumulSalairesIndividuels = \sum_{t=adeb}^{aliq} \frac{salaire_t}{SMPT_t}$$

Le taux de remplacement se calcule alors comme :

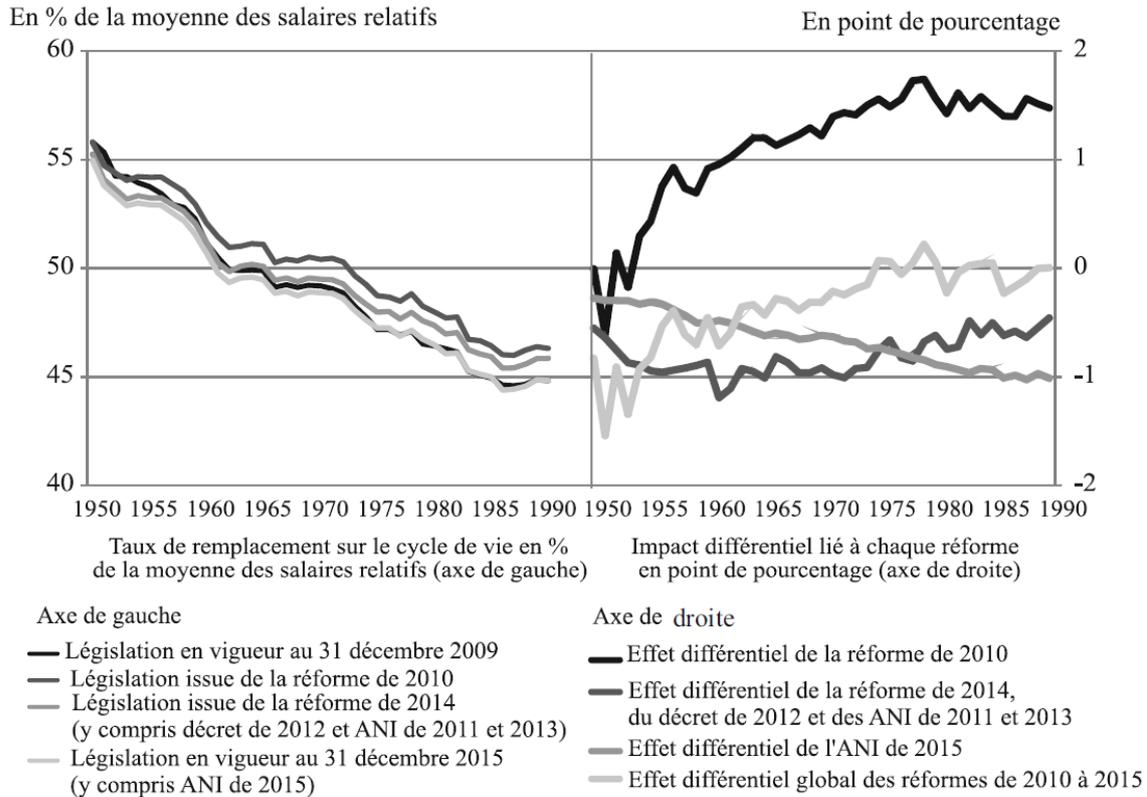
$$TR_{moyen} = \frac{\frac{CumulPensionsIndividuelles}{DuréeRetraiteMoyenne}}{\frac{CumulSalairesIndividuels}{DuréeCarriereMoyenne}}$$

La principale différence avec la formule que nous avons choisie dans le corps principal de cet article concerne la pondération relative des années de carrière des assurés et des années de retraite des assurés. Le dénominateur de la formule retenue (moyenne du salaire relatif actualisée sur la durée de la retraite) donne à chaque individu le même poids, quelle que soit sa durée de carrière ; en conséquence, il pondère relativement plus les années de carrière des assurés dont la carrière est courte et relativement moins les années de carrière des assurés dont la carrière est longue. De même, le numérateur de cette formule pondère davantage les années de retraite des assurés dont la durée de retraite est courte. Au final, les deux indicateurs présentent de très légères différences en niveau (l'indicateur retenu est un peu plus haut en niveau, car le dénominateur pondère davantage les assurés à carrière courte, qui ont plus souvent de faibles salaires, et est donc lui-même plus bas) mais ils délivrent le même message en termes d'évolution et d'effet des réformes sur le niveau et sur le ratio femmes/hommes.

Le taux de remplacement brut moyen sur le cycle de vie diminue au fil des générations

passant, dans le scénario économique retenu dans cet article, de 55 % pour les assurés de la génération 1950 à 45 % pour ceux de la génération 1990 (cf. figure 4.11). Cette tendance, déjà mise en évidence par des travaux conduits sur cas-type (COR, 2017) peut s'expliquer par plusieurs facteurs. D'abord la baisse progressive des rendements de la plupart des régimes complémentaires (Agirc, Arrco, Ircantec, etc.) pénalise les générations les plus jeunes qui, pour des niveaux de salaire identiques, percevront des pensions plus faibles (Nortier-Robordy, 2016). De même, plusieurs changements réglementaires portant sur les régimes de base ont pour conséquence de réduire les taux de remplacement (décalage de la date de revalorisation des pensions, écrêtement du minimum contributif, etc.) (Duc *et al.*, 2016) propose une analyse détaillée de ces effets. Enfin, le scénario macroéconomique (notamment l'écart entre le taux de croissance des salaires et l'inflation) contribue aussi à cette tendance de fond dans la mesure où les salaires portés au compte, puis les pensions après la liquidation, sont revalorisés au niveau de l'inflation. Ainsi, plus la croissance de la productivité est dynamique, plus le taux de remplacement sur le cycle de vie est faible. À titre d'exemple, la carrière des assurés de la génération 1990 simulée dans cet article se déroule presque intégralement dans le cadre d'un scénario macroéconomique du COR qui prévoit un taux de croissance des salaires moyens par tête de 1,5 % par an (en plus de l'inflation) à long terme : comme ce rythme est plus élevé que celui observé en moyenne au cours des dernières années (de l'ordre de +0,6 % par an sur la période 1990-2015), le taux de remplacement moyen se trouve donc mécaniquement plus faible pour cette génération 1990 que pour celles qui partent actuellement à la retraite. L'ampleur de la diminution varie toutefois sensiblement selon le scénario économique.

FIGURE 4.11 : Taux de remplacement brut moyen sur le cycle de vie en fonction de la génération et du scénario législatif



LECTURE : Le taux de remplacement moyen sur le cycle de vie est de 44,8 % pour les assurés de la génération 1990 dans le cadre de la législation en vigueur au 31 décembre 2009 (graphique de gauche). La réforme de 2010 conduit à augmenter ce taux d'environ 1,5 point de pourcentage pour cette génération (graphique de droite).

CHAMP : Ensemble des assurés des générations nées après 1950.

SOURCE : Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Comptes nationaux, Insee.

Les différentes réformes des retraites intervenues depuis 2010 ont des effets contrastés sur le niveau de cet indicateur. Si l'on compare la législation en vigueur au 31 décembre 2009 à celle issue de la loi du 9 novembre 2010, on constate globalement une hausse du niveau de l'indicateur, notamment pour les générations nées après 1960. Le décalage des bornes d'âge de la retraite (ouverture des droits et annulation de la décote) a pour conséquence un prolongement des carrières pour une partie des assurés et donc une accumulation de droits supplémentaires (salaire de référence plus élevé, réduction du coefficient de proratisation, points dans les régimes complémentaires, etc.) ce qui tend à augmenter les pensions des assurés. Parallèlement, le prolongement des carrières professionnelles peut contribuer à relever dans une moindre mesure le salaire moyen (en proportion du SMPT) perçu au cours de la carrière et donc à augmenter la valeur du dénominateur du ratio, ce qui modère l'impact des réformes sur le taux de remplacement. À l'inverse, par rapport au scénario de fin

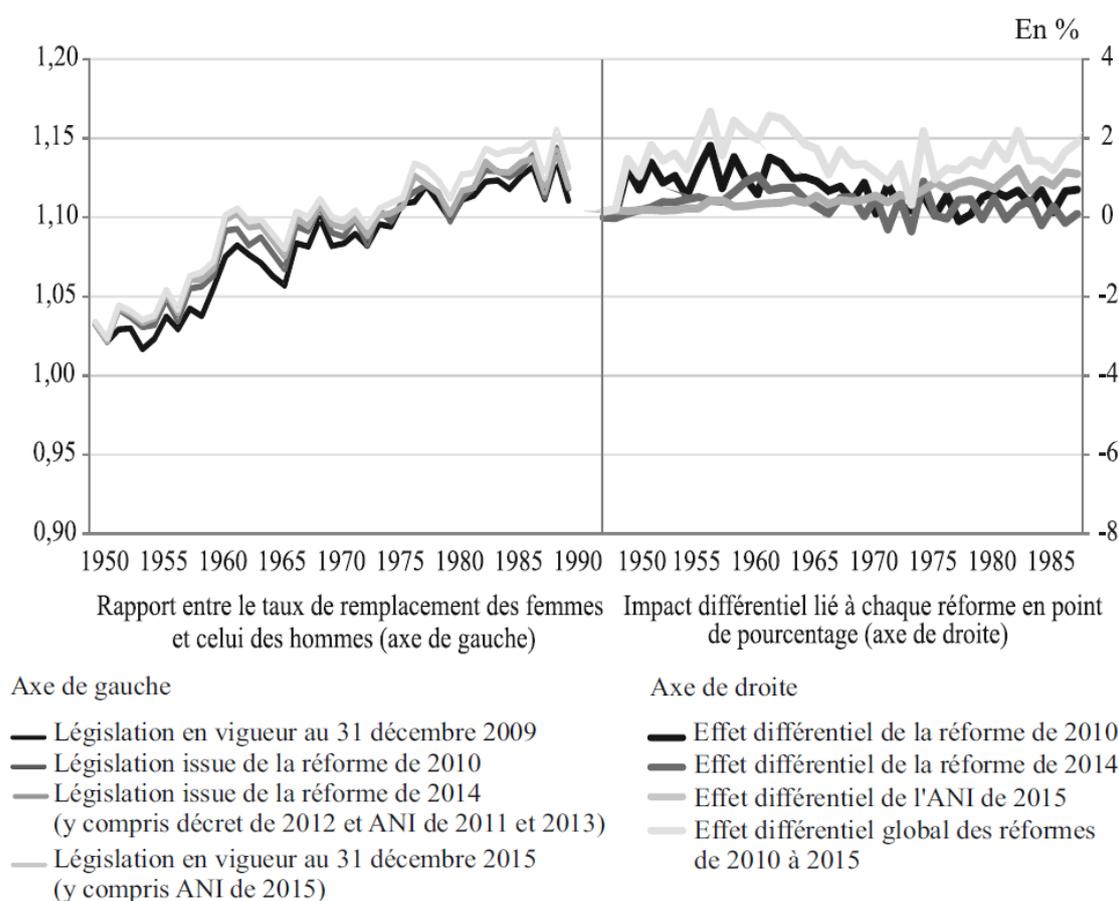
2010, le scénario législatif issu de la réforme de 2014 a un effet négatif sur le taux de remplacement, qui est maximal pour les générations nées vers 1960 mais qui tend à s'atténuer pour les générations les plus récentes. Cette baisse s'explique par plusieurs modifications réglementaires intervenues entre 2010 et 2014. D'abord, le décret de juillet 2012, qui a élargi les critères d'éligibilité au dispositif de retraite anticipée pour carrière longue, a permis à de nombreux assurés d'avancer leur date de liquidation, avec en conséquence un raccourcissement des carrières et donc une réduction des droits accumulés (notamment moins de points dans les régimes complémentaires) et des pensions. Ensuite, la mise en œuvre de l'écêtement du minimum contributif à partir du 1er janvier 2012¹⁹ a aussi contribué à réduire certaines pensions. Par ailleurs, les accords interprofessionnels intervenus en 2011 et 2013 ont conduit à une sous-indexation de la valeur de service des points des régimes Agirc et Arrco avec pour corollaire une diminution des taux de remplacement. Enfin, ces effets sont amplifiés par plusieurs mesures contenues dans la réforme de 2014, notamment le décalage de la date de revalorisation des pensions et la mise en œuvre de la liquidation unique dans les régimes alignés. À partir de la génération 1965, l'effet différentiel de la réforme de 2014, du décret de 2012 et des ANI de 2011 et 2013 sur le taux de remplacement s'atténue. Cela s'explique par l'allongement des carrières, corollaire de l'accroissement de la durée d'assurance requise pour l'obtention du taux plein, qui s'applique à partir de la génération née en 1961. Enfin, l'accord national interprofessionnel du 30 octobre 2015 relatif aux régimes Agirc et Arrco a un effet négatif important sur le taux de remplacement et cet effet est d'autant plus prononcé que les générations sont jeunes (le taux de remplacement des assurés nés en 1990 se contracte d'un point de pourcentage suite à cette modification réglementaire contre 0,2 point de pourcentage pour les assurés nés en 1950). Cela s'explique par la sous-indexation de la valeur de service du point, la baisse du rendement des régimes *via* l'augmentation de la valeur d'acquisition des points et la mise en place à partir de la génération 1957 des coefficients temporaires de solidarité pour certains assurés partant au taux plein. Au total, si l'on considère l'effet agrégé de l'ensemble des modifications réglementaires intervenues depuis 2010, le taux de remplacement moyen baisse pour les générations nées vers 1950 (environ un point de pourcentage) mais il s'avère stable pour les générations nées après 1975.

En ce qui concerne le ratio des taux de remplacement entre les genres (cf. figure 4.12), celui-ci est supérieur à 1 pour l'ensemble des générations nées entre 1950 et 1990. Cela s'explique par les différences de carrières salariales : les femmes disposent de salaires en moyenne plus faibles que ceux des hommes, donc de taux de remplacement supérieurs puisque le taux de remplacement décroît généralement en fonction du niveau de salaire (Senghor, 2015), du fait de la redistribution verticale – des plus aisés vers les moins aisés –

¹⁹Rappelons que cet écêtement a été décidé dans le cadre de la loi de financement de la Sécurité sociale pour 2009, mais qu'il est ici conventionnellement considéré comme une mesure prise en 2012.

réalisée par le système de retraite français. Parmi les générations les plus âgées, le fait qu'une proportion plus importante de femmes que d'hommes dispose d'une carrière incomplète joue à l'inverse dans le sens d'un taux de remplacement relativement plus faible pour les femmes, mais cet effet négatif lié à la durée de carrière ne fait qu'atténuer, sans contrebalancer totalement en moyenne, l'effet positif lié à la différence des revenus d'activité.

FIGURE 4.12 : Rapport entre le taux de remplacement moyen des femmes et celui des hommes en fonction de la génération, pour différents scénarios législatifs



NOTE : Pour l'impact différentiel des réformes (graphique de droite), une valeur positive signifie que la réforme augmente le taux de remplacement sur le cycle de vie en moyenne davantage pour les femmes que pour les hommes, et une valeur négative qu'elle augmente davantage le taux de remplacement des hommes que celui des femmes

LECTURE : Pour les assurés de la génération 1990, le rapport entre le taux de remplacement moyen des femmes et celui des hommes s'établit à 1,11 dans le scénario législatif en vigueur au 31 décembre 2009 (graphique de gauche). La réforme de 2010 conduit à augmenter ce ratio d'environ 0,7 % pour cette génération (graphique de droite).

CHAMP : Ensemble des assurés des générations nées après 1950.

SOURCE : Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Comptes nationaux, Insee.

Au fil des générations, les taux de remplacement moyen tendent à diminuer (cf. figure 4.11) pour les deux sexes, mais pour les femmes cette diminution est moins forte, en rai-

son notamment de l'allongement de leurs carrières et de la diminution de la proportion de femmes à carrière incomplète. Cela explique que le ratio augmente progressivement au fil des générations passant de 1,03 à 1,11 dans le cadre du scénario législatif en vigueur au 31 décembre 2009. Prises dans leur ensemble, les réformes intervenues entre 2010 et 2015 tendent à améliorer ce ratio de l'ordre de 2 %.

4.4 Le taux de cotisation moyen

Le taux de cotisation moyen sur l'ensemble de la carrière est le quatrième indicateur d'équité utilisé par le COR²⁰. Il se calcule pour chaque génération comme le ratio entre la somme, actualisée selon le taux de croissance du SMPT, des cotisations versées dans les différents régimes par les assurés de cette génération et la somme actualisée des salaires et revenus d'activité perçus au cours de la carrière professionnelle par ces mêmes assurés. Les cotisations prises en compte intègrent à la fois les cotisations salariales et employeurs. Formellement, nous avons, en notant i les différents assurés et $T(i)$ l'ensemble de leurs années de carrière :

$$\text{TauxCotisationMoyen} = \frac{\sum_i \sum_{T(i)} \frac{\text{Cotisation}_{i,t}}{\text{SMPT}_t}}{\sum_i \sum_{T(i)} \frac{\text{Salaires}_{i,t}}{\text{SMPT}_t}}$$

Le calcul exact de cet indicateur nécessite de disposer d'un large historique sur les taux de cotisation des différents régimes qui ont jalonné l'histoire du système de retraite français (par exemple pour la génération 1950, il faut connaître les taux de cotisation en vigueur dans les années 1970 pour les différents régimes, dans un contexte où le système de retraite était particulièrement émietté). Ne disposant pas de telles données, nous n'avons considéré ici que les périodes d'affiliation au régime général (c'est-à-dire les cotisations versées et les salaires portés au compte à la Cnav, et dans les régimes complémentaires Agirc, Arrco et Ir-cantec). Le taux de cotisation moyen d'une génération est un bon indicateur de son effort contributif au système de retraite.

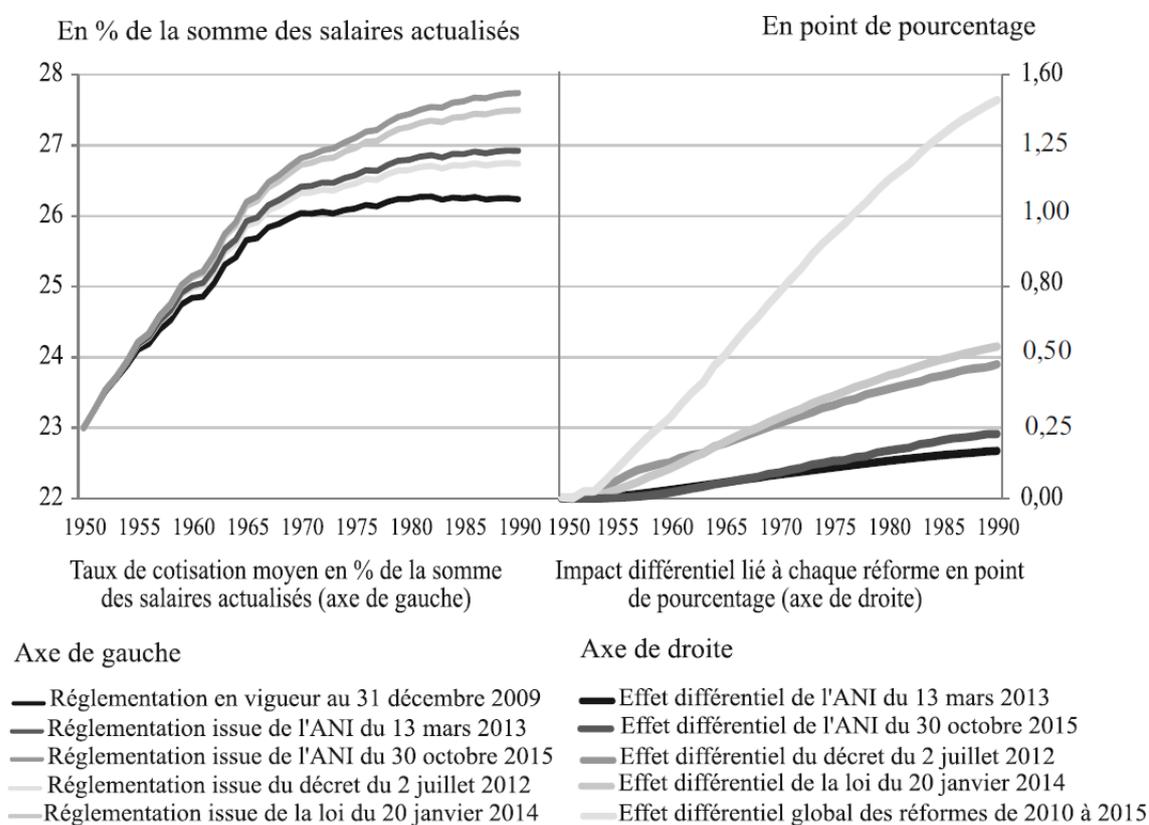
De manière générale, le taux de cotisation moyen pour les assurés du régime général augmente au fil des générations, passant de 23 % pour la génération 1950 à 27,8 % pour la génération 1990 (cf. figure 4.13) quand on se place dans le cadre de la législation en vigueur au 31 décembre 2015 (issue de l'ANI Agirc-Arrco de 2015). Cette hausse s'explique notamment par les différents relèvements des taux de cotisation intervenus depuis les années 1970. Le taux de cotisation du régime général portant sur la partie du salaire situé sous le plafond de

²⁰Le COR présente uniquement un taux de cotisation moyen pour la retraite calculé sur cas-type, dans la mesure où sa maquette de projection actuelle ne permet pas de calculer le taux de cotisation en moyenne pour chaque génération.

la Sécurité sociale est ainsi passé de 10,25 % en 1975 à 15,45 % en 2016. Une assiette de cotisation portant sur l'ensemble du salaire a aussi été créée en 1981. Le taux de cotisation qui s'y applique a augmenté progressivement jusqu'à atteindre 2,3 % en 2017. La tendance a été la même dans les régimes complémentaires Agirc et Arrco. Les taux d'appel qui étaient de 100 % dans les années 1970 ont augmenté pour atteindre 125 % dès 1993 et 127 % à partir de 2019. Les taux contractuels ont également sensiblement augmenté.

Dans la décomposition en fonction des modifications réglementaires successives (cf. figure 4.13), quatre scénarios réglementaires ont été isolés, correspondant aux principaux épisodes de hausse des taux de cotisation. La réglementation issue du décret du 2 juillet 2012 prévoit une hausse des taux de cotisation dans les principaux régimes de base. Cette hausse est de 0,5 point pour le taux de cotisation appliqué sur la partie du salaire située sous le plafond de la Sécurité sociale pour les affiliés des régimes alignés. L'ANI du 13 mars 2013 instaure une hausse de 0,2 point du taux de cotisation sur l'ensemble des tranches de cotisation des régimes Agirc et Arrco. La loi du 20 janvier 2014 prévoit aussi une augmentation des taux de cotisation dans la plupart des régimes de base. Cette hausse est de 0,6 point pour le taux de cotisation appliqué à l'ensemble du salaire pour les affiliés des régimes alignés. Enfin, l'ANI du 30 octobre 2015 instaure une hausse du taux de cotisation sur les tranches B et C de l'Agirc (0,56 point) et sur la tranche 2 de l'Arrco (0,8 point) ainsi qu'une augmentation du taux d'appel de ces deux régimes (de 125 % à 127 % en 2019). Au final, l'ensemble de ces réformes contribuent à accentuer le profil ascendant de la courbe (cf. figure 4.13). Le taux de cotisation moyen passe de 26,2 % à 27,8 % pour la génération 1990 entre le scénario législatif en vigueur au 31 décembre 2009 et celui issu de l'ANI 2015. À l'inverse, pour les générations les plus anciennes (nées avant 1954) ce taux moyen est peu affecté par les réformes.

FIGURE 4.13 : Taux de cotisation, en moyenne sur l'ensemble de la carrière, des salariés affiliés au régime général, en fonction de la génération pour différents scénarios réglementaires



LECTURE : Le taux de cotisation moyen est de 27,7 % pour les assurés de la génération 1990 dans le scénario réglementaire issu de l'ANI du 30 octobre 2015 (graphique de gauche). Le décret du 2 juillet 2012 a conduit à augmenter ce taux d'environ 0,5 point de pourcentage pour cette génération (graphique de droite).

CHAMP : Ensemble des assurés des générations nées après 1950 sur les périodes de cotisation au régime général. Les cotisations (part salariale + part employeur, hors éventuelles réductions de cotisations patronales) et les salaires pris en compte sont ceux enregistrés dans les régimes Cnav, Agirc, Arcco et Ircantec.

SOURCE : Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Comptes nationaux, Insee.

Ces résultats vont dans le sens de travaux récents conduits à partir du modèle Destinie (Dubois et Marino, 2016) ainsi que des estimations publiées par le COR à partir de cas-type (COR, 2017).

Pour finir, si les barèmes de cotisation sont identiques pour les femmes et pour les hommes, les effets des réformes sur le taux de cotisation moyen ne sont pas identiques, car des effets de composition entrent en jeu. En effet, les différentes assiettes de cotisation – notamment les parts des rémunérations en-dessous et au-dessus du plafond de sécurité sociale – ne représentent pas une même proportion de la rémunération totale pour les deux sexes²¹. En particulier, du fait des plus faibles salaires des femmes en moyenne, le taux de

²¹Dans le modèle TRAJECTOIRE, sur le champ des assurés affiliés au régime général, la masse salariale située

cotisation moyen est moins sensible aux hausses de taux sur l'assiette au-dessus du plafond pour les femmes que pour les hommes. Or depuis 2010, les taux de cotisation ont augmenté proportionnellement davantage sur la part du salaire située au dessus du plafond²². Les écarts restent toutefois très faibles.

5 Apprécier l'équité intergénérationnelle des réformes avec l'indicateur de la pension cumulée

Le recul de l'âge moyen de départ permet aux assurés encore en emploi d'accumuler des droits supplémentaires, notamment dans les régimes complémentaires. Ainsi, la pension moyenne relative²³ de la génération 1980 augmente de 2,6 % suite au relèvement de l'âge d'ouverture des droits et de 2,3 % suite au relèvement de l'âge d'annulation de la décote. En revanche, l'allongement de la durée requise pour le taux plein diminue la pension relative de 1,1 % . Cet effet provient du fait que l'accumulation des droits ne suffit pas à compenser les effets négatifs dus à l'impact de l'allongement de la durée d'assurance requise sur le coefficient de proratisation des pensions²⁴. Ainsi, pour la génération 1980, 5 trimestres supplémentaires (172 au lieu de 167) sont requis pour un départ au taux plein. Or cette génération valide en moyenne 1,4 trimestres de plus suite au décalage de l'âge moyen de départ à la retraite de 4 mois. En particulier, les assurés déjà sortis du marché du travail sont nombreux à ne valider aucun trimestre supplémentaire.

Au-delà de ces trois mesures phares, les « autres mesures » entraînent une diminution de la pension moyenne relative de l'ordre de 1,3 % pour la génération 1950 et de 1,8 % pour la génération 1980. Cette diminution est notamment la conséquence du décalage de la date de revalorisation des pensions de la plupart des régimes. Celle-ci a été décalée du 1^{er} d'avril au 1^{er} octobre par la réforme de 2014. Elle provient également des accords nationaux interprofessionnels (ANI) Agirc-Arrco. Dans la mesure où les régimes complémentaires représentent en moyenne entre 30 % et 40 % de la pension totale pour les retraités du régime général, les ANI ont un effet relativement important. L'impact des ANI est principalement lié à la sous-indexation des pensions Agirc-Arrco entre 2016 et 2019 et au passage de la date de re-

au dessus du plafond de la Sécurité sociale représente 15 % de l'ensemble de la masse salariale. Parmi les femmes, cette proportion est de 8 % contre 19 % chez les hommes.

²²En point de pourcentage, les taux de cotisation ont progressé de manière à peu près identique entre les deux tranches. Par contre, le taux de cotisation appliqué à la partie du salaire situé sous le plafond était initialement plus important, si bien que ce taux a relativement moins augmenté.

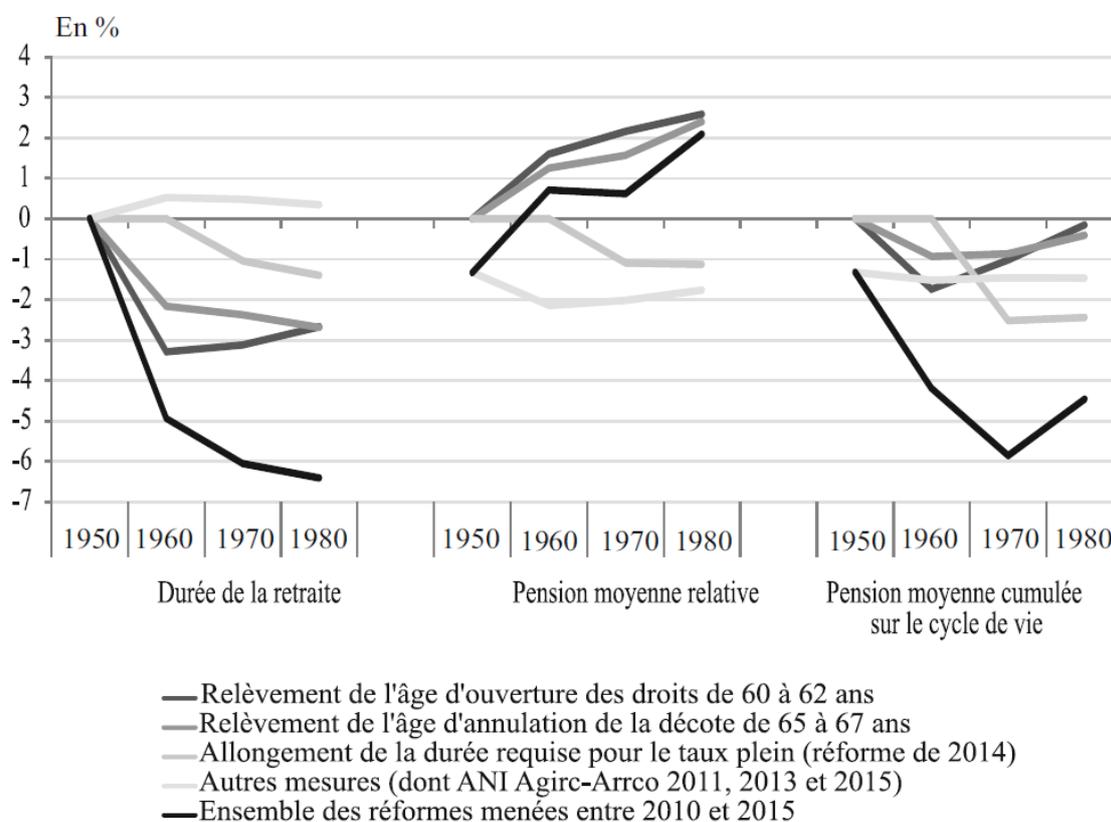
²³La pension moyenne relative est la somme des pensions perçues pendant la retraite relatives au salaire moyen par tête (SMPT), divisée par la durée passée à la retraite en nombre de mois.

²⁴Le montant de la pension de retraite pour les régimes de base et intégrés est proportionnel à un facteur, appelé « coefficient de proratisation » qui est le rapport entre la durée validée dans le régime et la durée requise pour le taux plein. La réforme de 2014 augmente cette durée de référence si bien qu'en l'absence de validation de trimestres supplémentaires, la pension diminue par rapport à la situation sans réforme.

valorisation des pensions au 1er novembre (au lieu du 1er avril), prévu par l'ANI de 2015. Cette dernière mesure (comme la mesure équivalente de la loi de 2014) touche également les personnes ayant déjà liquidé leur pension (Duc *et al.*, 2016).

La pension moyenne relative, suite aux réformes menées depuis 2010, diminue de 1,3 % pour la génération 1950 (qui est touchée uniquement par les décalages des dates de revalorisation des pensions et par les sous-indexations) et augmente de 2,1 % pour la génération 1980 (cf. figure 4.14).

FIGURE 4.14 : Effet des mesures phares des réformes des retraites de 2010 à 2015 sur la durée passée à la retraite, la pension moyenne relative et la pension cumulée sur le cycle de vie, par génération



LECTURE : La pension relative moyenne tous régimes cumulée sur le cycle de vie de la génération 1980 diminue de 0,1 % suite au relèvement de l'âge d'ouverture des droits de 60 à 62 ans contenu dans la réforme de 2010, par rapport à la situation avant réforme.

CHAMP : Ensemble des retraités des générations 1950, 1960, 1970 et 1980, vivant à la date de liquidation de leurs droits, y compris versement forfaitaire unique.

SOURCE : modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Comptes nationaux, Insee.

La pension relative cumulée sur le cycle de vie permet de rendre compte à la fois des variations de la durée passée à la retraite et des variations de pension relative, ce qui donne une vision plus globale de l'ensemble des pensions perçues tout au long de la retraite (cf.

encadré 3). Dans le cas d'un recul de la date de départ à la retraite, elle permet notamment de mesurer la compensation entre d'une part la perte de pension consécutive à ce recul, égale à la somme des pensions non versées entre l'âge de départ initial et le nouvel âge de départ, et d'autre part les droits l'effet des droits supplémentaires accumulés entre ces deux âges.

Pour la génération née en 1980, la compensation est quasi parfaite concernant les mesures d'âge puisque la pension cumulée varie de -0,1 % suite au relèvement de l'âge d'ouverture des droits et de -0,4 % suite au relèvement de l'âge d'annulation de la décote. En revanche, l'allongement de la durée requise pour le taux plein de la réforme de 2014 entraîne une diminution de la pension cumulée de 2,4 % et les autres mesures, principalement composées des ANI Agirc-Arrco et du décalage de la date de revalorisation, une diminution de 1,5 % (cf. figure 4.16). Les réformes de ces dernières années conduisent au final à une baisse de la pension cumulée de 1,3 % pour la génération 1950 du fait des sous-indexations et des changements de date de revalorisation, et de 4,5 % pour la génération 1980. Cependant, malgré l'effet négatif des mesures, la pension cumulée sur le cycle de vie continue d'augmenter au fil des générations en euros constants.

Encadré 3 : Définition de la pension relative cumulée sur le cycle de vie

La pension relative cumulée sur le cycle de vie est calculée de la manière suivante. Pour chaque individu, nous sommons l'ensemble de ses pensions mensuelles perçues « déflatées » du SMPT vers une année de référence (l'année 2015). Cette opération consiste à diviser les pensions perçues par le rapport entre le SMPT de cette même année et le SMPT de l'année 2015. Nous sommons ensuite l'ensemble des pensions déflatées du SMPT. Cet indicateur a l'avantage de tenir compte à la fois du niveau de la pension et de la durée passée à la retraite, en retenant le SMPT pour taux d'actualisation. Ainsi, si l'on note P le montant de pension à la liquidation, $aliq$ la date de liquidation, $adec$ la date de décès, $SMPT_t$ le salaire moyen par tête à la date t et r_u l'indice de revalorisation à une date u (les dates étant exprimées de façon mensuelle, même si le SMPT ne change de valeur que d'une année sur l'autre), la pension cumulée relative au SMPT de 2015 s'écrit :

$$PensionCumulée = \sum_{t=aliq}^{adec} \frac{P * \prod_{a=aliq}^t (1 + r_a)}{\frac{SMPT_t}{SMPT_{2015}}}$$

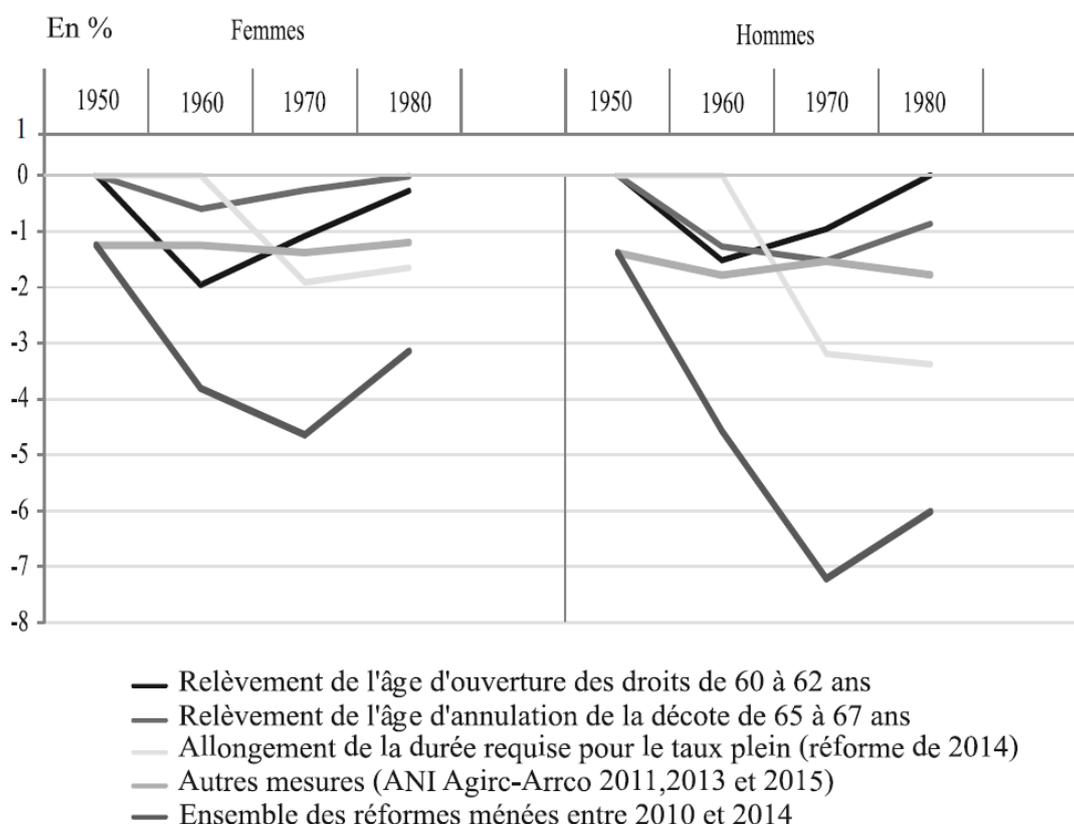
Remarquons que la pension cumulée sur le cycle de vie correspond ainsi au produit de la pension relative moyenne sur le cycle de vie (déjà présentée ci-avant), de la durée de retraite, et du SMPT de l'année 2015. Notons par ailleurs que la pension cumulée fait intervenir la durée passée à la retraite et donc la mortalité. En toute rigueur, dans la mesure où les résultats sont présentés en fonction des quartiles de salaires, il aurait été opportun de tenir compte de la mortalité différentielle. Une étude récente montre que l'écart d'espérance de vie sur la période 2012-2016 entre le troisième vingtile et le dix-septième vingtile de la distribution des niveaux de vie est de l'ordre de 6 ans pour les femmes et de 9 ans pour les hommes (Blanpain, 2018)^a. Cependant, le modèle TRAJECTOIRE n'intègre pas à ce stade de projections d'espérance de vie selon la catégorie socioprofessionnelle ou selon la distribution de revenus. Cette absence de prise en compte dans les simulations joue au premier ordre sur le niveau des pensions cumulées par quartile de salaire. L'effet est toutefois du second ordre sur la mesure de l'effet des réformes estimé comme la différence entre deux scénarios. Intuitivement, les espérances de vie étant corrélées positivement avec les quartiles de salaire, les résultats par quartile présentés dans cette contribution pourraient être légèrement moins favorables aux bas salaires et légèrement plus favorables aux salaires élevés. Ces derniers disposeront en effet d'une durée de retraite plus longue que celle simulée, si bien qu'ils compenseront davantage la perte de pension cumulée sur le cycle de vie due au recul de l'âge de liquidation faisant suite à une réforme.

^aA noter que dans cette étude les individus sont ventilés selon leur niveau de vie, concept beaucoup plus large que le seul revenu d'activité utilisé ici pour définir différentes sous-populations d'assurés.

6 Apprécier l'équité intra-générationnelle des réformes avec la pension cumulée

6.1 Équité entre les sexe

FIGURE 4.15 : Effet des mesures phares des réformes des retraites de 2010 à 2015 sur la pension cumulée sur le cycle de vie, par génération et sexe



LECTURE : La pension moyenne tous régimes cumulée sur le cycle de vie des hommes de la génération 1980 diminue de 1 % suite au relèvement de l'âge d'annulation de la décote de 65 à 67 ans contenu dans la réforme de 2010, par rapport à la situation avant réforme.

CHAMP : Ensemble des retraités des générations 1950, 1960, 1970 et 1980, vivant à la date de liquidation de leurs droits, y compris versement forfaitaire unique.

SOURCE : Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014. Comptes nationaux, Insee.

Les femmes de la génération 1980 sont deux fois moins touchées que les hommes (cf. figure 4.15) par l'ensemble des réformes menées entre 2010 et 2015 (3 % contre 6 %). Cela est dû d'une part à une participation plus active sur le marché du travail. Couplée aux trimestres de majoration de durée d'assurance pour enfant (MDA), les femmes valident plus de trimestres que les hommes et partent à la retraite plus tôt à partir de la génération née en

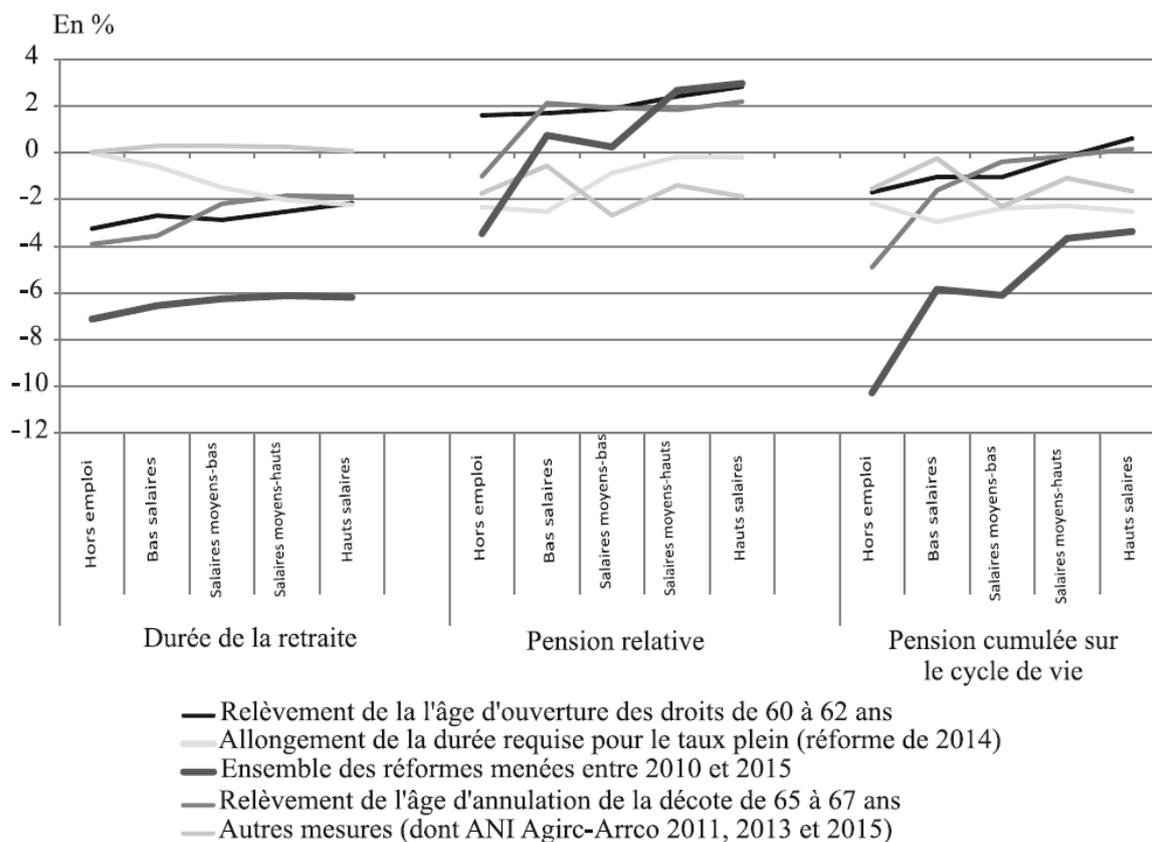
1965. Ainsi, elles sont plus contraintes par le relèvement de l'âge d'ouverture des droits. À cet âge, elles sont encore nombreuses à pouvoir valider de nouveaux droits. C'est pourquoi leur pension relative augmente. Pour les hommes, c'est l'âge d'annulation de la décote qui les contraint le plus, leur pension relative augmente donc moins que celle des femmes. D'autre part, les femmes ont une espérance de vie plus élevée que les hommes et donc une durée passée à la retraite plus longue. Il est donc mécaniquement plus facile de compenser le recul de deux ans de l'âge de départ par une pension plus élevée versée sur une durée de retraite plus longue.

6.2 Équité au sein de la distribution des revenus

Les variations de durée de retraite et de montant de pension cachent des disparités au sein de la distribution des revenus d'activité²⁵. Dans cette section on se concentre sur la génération née en 1980 car elle est la première, parmi les générations étudiées, pour laquelle l'ensemble des mesures évaluées sera monté en charge.

²⁵Le revenu est défini comme la médiane des revenus annuels du travail entre 50 et 54 ans. Cette tranche d'âges a été choisie car elle permet d'identifier les assurés qui sortent prématurément du marché du travail.

FIGURE 4.16 : Effet des mesures phares des réformes des retraites de 2010 à 2015 sur la durée passée à la retraite, la pension moyenne relative et la pension cumulée sur le cycle de vie, par quartiles de salaires entre 50 et 54 ans, génération née en 1980



NOTE : Les quartiles de salaires pour les hommes et pour les femmes sont définis au sein de chaque sexe.
LECTURE : La pension moyenne tous régimes cumulée sur le cycle de vie des hommes de la génération 1980 appartenant au quartile de salaire le plus élevé diminue de 3,4 % suite aux réformes des retraites mise en œuvre entre 2010 et 2015.

CHAMP : Ensemble des retraités de la génération née en 1980, y compris versement forfaitaire unique.
SOURCE : Modèle TRAJECTOIRE, Drees. Scénario macroéconomique B du COR issu des projections de décembre 2014.

On considère ici qu'une mesure est redistributive si elle touche moins les assurés à faibles revenus que les assurés à revenus élevés. Selon ce critère, les mesures d'âge apparaissent anti-redistributives pour les trois indicateurs retenus avec notamment une perte de la pension cumulée due aux deux mesures d'âge de l'ordre de 6,6 % pour les assurés en dehors de l'emploi dès 50 ans alors que l'effet est quasi nul pour les assurés aux revenus élevés (figure 4.16). Les assurés en dehors de l'emploi connaissent d'une part un recul de l'âge de départ à la retraite de deux ans (par hypothèse du modèle, ils liquident leurs droits soit à l'âge d'ouverture des droits au titre de l'invalidité ou de l'inaptitude soit à l'âge d'annulation de la décote pour bénéficier du taux plein et éventuellement du minimum contributif) mais accumulent très peu de droits supplémentaires. Pour ces derniers, les deux mesures d'âge de la réforme

du 9 novembre 2010 se soldent quasiment par la perte de deux années de pension.

L'allongement de la durée requise pour le taux plein est redistributive en ce qui concerne la durée passée à la retraite. En effet, les assurés de la catégorie en dehors de l'emploi dès 50 ans ne modifieront pas leur âge de départ suite à cette mesure. En revanche, en termes de pension relative, elle est anti-redistributive puisque son effet sur le taux de proratisation est plus néfaste aux assurés aux bas revenus et en dehors de l'emploi. L'effet est toutefois neutre en termes de redistributivité sur la pension cumulée, avec une perte de l'ordre de 2 à 3 % selon le quartile de revenus.

Les autres mesures prises dans leur globalité sont neutres d'un point de vue redistributif. Comme mentionné précédemment, elles concernent principalement les accords Agirc-Arrco, notamment la sous-indexation, et le changement de date de revalorisation des pensions. Ces deux éléments touchent tous les assurés de la même manière. À noter toutefois que les personnes à bas salaire bénéficient plus souvent de la réduction du salaire de référence permettant de valider un trimestre instaurée par la réforme de 2014²⁶. Cela a un effet positif sur leur pension relative et leur pension cumulée sur le cycle de vie.

Le cumul de l'ensemble des réformes a un effet très anti-redistributif avec une perte de pension cumulée de plus de 10 % pour les assurés en dehors du marché de l'emploi dès 50 ans et une perte limitée à 3,4 % pour les assurés à revenus élevés.

7 Conclusions

L'étude de l'adéquation du système de retraite français avec son objectif d'équité inter et intra-générationnelle, dans le contexte des réformes et modifications réglementaires mises en œuvre entre 2010 et 2015, met en lumière des résultats partagés. En ce qui concerne l'objectif d'équité entre les assurés des différentes générations, si celui-ci semble être respecté au regard de certains indicateurs, c'est le contraire pour d'autres. La proportion de durée de vie passée à la retraite sur la durée de vie totale de la génération 1990 atteint le niveau de celle de la génération 1950 car l'augmentation de l'espérance de vie est compensée par l'effet des réformes sur les âges de départ à la retraite. De ce point de vue l'équité entre les générations semble assurée. En revanche si l'on s'intéresse à la proportion de la durée de carrière sur la durée de vie totale, l'indicateur diminue au fil des générations du fait d'une hausse plus rapide de l'espérance de vie que de la durée de carrière. De ce point de vue, l'exigence d'équité entre les générations ne serait pas respectée : les générations les plus anciennes auraient été moins bien traitées que les plus jeunes. Néanmoins l'interprétation de cet indicateur en termes d'équité reste délicate (Blanchet, 2010; Aubert *et al.*, 2017). Ainsi, avoir une durée de carrière longue (ou symétriquement une durée de retraite courte) pourra

²⁶Ce salaire de référence passe de l'équivalent de 200 heures travaillées au Smic à 150 heures.

être vu alternativement comme un avantage (absence de périodes de chômage, opportunités d'emploi nombreuses, carrière complète) ou un désavantage (obligation de continuer à travailler jusqu'à un âge avancé). En déplaçant la focale sur les deux derniers indicateurs (le taux de remplacement moyen sur le cycle de vie et le taux de cotisation moyen), les générations les plus jeunes paraissent désavantagées. D'abord, le taux de cotisation moyen croît au fil des générations du fait de l'augmentation continue des taux de cotisation de divers régimes. Mais ici encore la lecture de cet indicateur n'est pas évidente car les cotisations supplémentaires peuvent être génératrices de droits (c'est le cas par exemple dans les régimes complémentaires en points). Ensuite, le taux de remplacement moyen se dégrade au fil des générations en raison à la fois des modifications réglementaires mais aussi des hypothèses macroéconomiques qui postulent des gains de productivité relativement élevés. Cependant, ici encore la lecture de cet indicateur n'est pas aisée. Avoir un taux de remplacement moyen élevé peut être considéré à la fois comme avantageux (niveau élevé de la retraite au regard des revenus de la carrière) ou désavantageux (en raison de la redistributivité du système de retraite les assurés dont le taux de remplacement est le plus élevés sont souvent ceux qui ont eu de faibles revenus d'activités et qui perçoivent de faibles pensions).

En ce qui concerne l'impact des réformes et modifications réglementaires intervenues depuis 2010 sur l'équité intergénérationnelle, le diagnostic est tout autant partagé. Le décalage des bornes d'âge du système de retraite (contenu dans la réforme de 2010) et l'augmentation de la durée requise pour le taux plein (réforme de 2014) ont pour conséquence de réduire la durée de retraite en proportion de la durée de vie totale et d'augmenter la durée de carrière en proportion de la durée de vie totale au fil des générations. Ces évolutions vont dans le sens d'une plus grande équité entre les générations, car en l'absence de réforme l'augmentation de l'espérance de vie aurait conduit mécaniquement à une situation plus favorable pour les jeunes générations. A l'inverse les différentes augmentations des taux de cotisation retraite intervenues depuis 2010 ont pour conséquence d'accentuer encore la hausse du taux de cotisation moyen au fil des générations. Sur ce plan, les modifications réglementaires conduites depuis 2010 vont à l'encontre de l'objectif d'équité intergénérationnelle. Enfin, ces modifications réglementaires ont un effet globalement neutre sur le taux de remplacement moyen calculé sur le cycle de vie.

Du point de vue de l'équité entre les individus d'une même génération, les réformes et modifications réglementaires mises en œuvre entre 2010 et 2015 prises dans leur ensemble apparaissent comme redistributives entre les femmes et les hommes, celles-ci ayant une perte de pension deux fois plus faible que les hommes. En revanche, les réformes sont anti-redistributives entre catégories de salaires. Les assurés à revenus élevés de la génération 1980 voient leur pension cumulée diminuer relativement moins que les assurés à faibles salaires de cette même génération (6,5 points de pourcentage de moins).

Comme mentionné en première partie de cet article, le modèle TRAJECTOIRE comporte des hypothèses susceptibles d'influencer les résultats de cette étude. La modélisation des fins de carrière, les nouvelles projections démographiques de 2021 de l'Insee ou l'absence de prise en compte de la mortalité différentielle au-delà du sexe et de l'âge des personnes pourraient ainsi avoir des répercussions sur les conclusions présentées.

Annexes

4.A Le scénario législatif issu de la réforme de 2010, hors relèvement de l'âge d'annulation de la décote

Par rapport au scénario correspondant à la législation en vigueur au 31 décembre 2009 ce scénario intègre les évolutions réglementaires suivantes :

Le décret du 23 septembre 2008 et l'arrêté du 30 décembre 2008 modifiant les paramètres de l'Ircantec

Ces deux mesures réglementaires prévoient pour le régime de l'Ircantec (régime complémentaire des contractuels de la fonction publique et des élus) :

- une hausse des taux de cotisation sur les deux tranches (cf. tableau 4.A.1) ;
- une baisse du taux de rendement du régime en augmentant la valeur d'acquisition du point (cf. tableau 4.A.2) ;
- l'instauration d'une surcote à partir du 1er janvier 2010 ;
- une modification du calcul des points lors des périodes de chômage indemnisé (cette mesure intervenant avant le 1er janvier 2010, elle n'est pas comptée dans l'impact total du décret).

La loi du 9 novembre 2010 portant réforme des retraites (hors relèvement de l'âge d'annulation de la décote). Cette réforme concerne l'ensemble des régimes de retraite de base

- Elle augmente progressivement, à partir de la génération 1951, l'âge d'ouverture des droits à 62 ans. La loi de financement de la Sécurité sociale du 21 décembre 2011 pour 2012 (article 88) prévoit l'accélération du relèvement des bornes d'âge de la réforme des retraites de 2010 (cf. figure 4.A.3) ;
- Elle aménage le dispositif de départ anticipé pour carrière longue en décalant la borne d'âge de 56 à 58 ans pour les assurés qui ont cotisé avant 16 ans et instaure la possibilité d'un départ anticipé à 60 ans pour les assurés qui ont commencé à cotiser avant 18 ans ;
- Elle supprime les départs anticipés pour les parents de trois enfants ou plus pour les affiliés à un des régimes de la fonction publique ;
- Elle instaure l'augmentation progressive de l'âge d'annulation de la décote : cette mesure n'est pas incluse dans ce scénario de simulation.

TABLEAU 4.A.1 : Taux de cotisation contractuels de l'Ircantec avant et après le décret de 2008

Année	Taux de cotisation avant le décret de 2008		Taux de cotisation après le décret de 2008	
	Taux sur la Tranche A	Taux sur la Tranche B	Taux sur la Tranche A	Taux sur la Tranche B
2010	4,50 %	14,00 %	4,50 %	14,00 %
2011	4,50 %	14,00 %	4,55 %	14,08 %
2012	4,50 %	14,00 %	4,70 %	14,24 %
2013	4,50 %	14,00 %	4,90 %	14,44 %
2014	4,50 %	14,00 %	5,07 %	14,68 %
2015	4,50 %	14,00 %	5,28 %	15,00 %
2016	4,50 %	14,00 %	5,44 %	15,28 %
2017 et après	4,50 %	14,00 %	5,60 %	15,60 %

Note : ces taux de cotisations contractuels ne correspondent pas à ceux appliqués directement sur le salaire, car il existe un taux d'appel de 125 %. Ces taux correspondent à ceux sur lesquels se basent le calcul du nombre de points acquis.

Source : législation.

TABLEAU 4.A.2 : Taux de rendement du régime Ircantec avant et après le décret de 2008

Année	Avant le décret de 2008	Après le décret de 2008
2008	12,18 %	12,18 %
2009	12,18 %	11,40 %
2010	12,18 %	10,75 %
2011	12,18 %	10,15 %
2012	12,18 %	9,60 %
2013	12,18 %	9,10 %
2014	12,18 %	8,60 %
2015	12,18 %	8,30 %
2016	12,18 %	8,15 %
2017 et après	12,18 %	7,75%

Source : législation.

TABLEAU 4.A.3 : Âge légal d'ouverture des droits à l'issue de la réforme de 2010

Date de naissance	Salariés du privé, indépendants et catégorie sédentaire de la Fonction publique	Catégorie active de la Fonction publique
Avant le 01/07/1951	60 ans	55 ans
Du 01/07/1951 au 31/12/1951	60 ans et 4 mois	55 ans
En 1952	60 ans et 9 mois	55 ans
En 1953	61 ans et 2 mois	55 ans
En 1954	61 ans et 7 mois	55 ans
Du 01/01/1955 au 01/07/1956	62 ans	55 ans
Du 01/07/1956 au 31/12/1956	62 ans	55 ans et 4 mois
En 1957	62 ans	55 ans et 9 mois
En 1958	62 ans	56 ans et 2 mois
En 1959	62 ans	56 ans et 7 mois
À partir du 1 ^{er} janvier 1960	62 ans	57 ans

Source : législation.

4.B Le scénario législatif issu de l'ensemble de la réforme de 2010

Par rapport au scénario législatif issu de la réforme de 2010 hors relèvement de l'âge d'annulation de la décote, il intègre en plus le relèvement progressif de l'âge d'annulation de la décote de 65 à 67 ans prévu par la loi du 9 novembre 2010 et son accélération prévue par la loi de financement de la Sécurité sociale du 21 décembre 2011 (cf. tableau 4.A.4).

TABLEAU 4.A.4 : Âge d'annulation de la décote à l'issue de la réforme de 2010

Date de naissance	Salariés du privé, indépendants	Catégorie sédentaire de la Fonction publique	Catégorie active de la Fonction publique
En 1945	65 ans	sans objet	sans objet
En 1946	65 ans	61 ans	sans objet
En 1947	65 an	61 ans et 6 mois	sans objet
En 1948	65 ans	62 ans	sans objet
En 1949	65 ans	62 ans et 3 mois	sans objet
En 1950	65 ans	62 ans et 6 mois	sans objet
Du 01/01/1951 au 30/06/1951	65 ans	62 ans et 9 mois	56 ans
Du 01/07/1951 au 31/08/1951	65 ans et 4 mois	63 ans et 1 mois	56 ans
Du 01/09/1951 au 31/12/1951	65 ans et 4 mois	63 ans et 4 mois	56 ans
Du 01/01/1952 au 31/03/1952	65 ans et 9 mois	63 ans et 9 mois	56 ans et 6 mois
Du 01/04/1952 au 31/12/1952	65 ans et 9 mois	64 ans	56 ans et 6 mois
Du 01/01/1953 au 31/10/1953	66 ans et 2 mois	64 ans et 8 mois	57 ans
Du 01/11/1953 au 31/12/1953	66 ans et 2 mois	64 ans et 11 mois	57 ans
Du 01/01/1954 au 31/05/1954	66 ans et 7 mois	65 ans et 4 mois	57 ans et 3 mois
Du 01/06/1954 au 31/12/1954	66 ans et 7 mois	65 ans et 7 mois	57 ans et 3 mois
En 1955	67 ans	66 ans et 3 mois	57 ans et 6 mois
Du 01/01/1956 au 30/06/1956	67 ans	66 ans et 6 mois	57 ans et 9 mois
Du 01/07/1956 au 31/08/1956	67 ans	66 ans et 6 mois	58 ans et 1 mois
Du 01/09/1956 au 31/12/1956	67 ans	66 ans et 6 mois	58 ans et 4 mois
Du 01/01/1957 au 31/03/1957	67 ans	66 ans et 9 mois	58 ans et 9 mois
Du 01/04/1957 au 31/12/1957	67 ans	66 ans et 9 mois	59 ans
Du 01/01/1958 au 31/10/1958	67 ans	67 ans	59 ans et 8 mois
Du 01/11/1958 au 31/12/1958	67 ans	67 ans	59 ans et 11 mois
Du 01/01/1959 au 31/05/1959	67 ans	67 ans	60 ans et 4 mois
Du 01/06/1959 au 31/12/1959	67 ans	67 ans	60 ans et 7 mois
En 1960	67 ans	67 ans	61 ans et 3 mois
En 1961	67 ans	67 ans	61 ans et 6 mois
En 1962	67 ans	67 ans	61 ans et 9 mois
À partir du 1 ^{er} janvier 1963	67 ans	67 ans	62 ans

Source : législation.

4.C Le scénario législatif issu de la réforme de 2014

Par rapport au scénario correspondant à la législation issue de la réforme de 2010 ce scénario intègre les évolutions réglementaires suivantes :

L'écèlement du minimum contributif de la loi de financement de la Sécurité sociale de 2009

La loi de financement de la Sécurité sociale de 2009 a instauré pour les pensions liquidées à partir du 1er janvier 2012 un écèlement du minimum contributif dans le cas où la pension tous régimes des bénéficiaires de ce minimum dépasse un certain seuil fixé par décret. Ce seuil est fixé à 1 005 euros mensuels au 1er janvier 2012. Nous faisons par la suite l'hypothèse qu'il évolue au même rythme que l'inflation. Au-delà du seuil les pensions sont réduites à due concurrence.

L'accord du 18 mars 2011 des régimes complémentaires Agirc-Arrco-Agff

Cet accord paritaire instaure :

- entre 2012 et 2015 une évolution de la valeur d'acquisition du point de l'Agirc et de l'Arrco basée sur l'évolution du salaire moyen diminué de 1,5 point, avec l'évolution de l'inflation comme plancher;
- en 2012, une évolution de la valeur de service du point Arrco basée sur l'évolution du salaire moyen diminué de 1,5 point, avec l'évolution de l'inflation comme plancher, et une évolution de la valeur du point Agirc de telle sorte que le rendement de l'Agirc soit ramené à celui de l'Arrco dès 2011;
- entre 2013 et 2015, une évolution de la valeur de service du point Arrco et du point Agirc basée sur l'évolution du salaire moyen – 1,5 point avec l'évolution de l'inflation comme plancher;
- l'harmonisation entre les deux régimes des majorations de pension pour les parents de trois enfants et plus. La majoration est désormais fixée à 10 % dans les deux régimes. Néanmoins, cette mesure ne concerne que les points accumulés à partir de 2012;
- le plafonnement annuel des majorations de pension pour les parents de trois enfants et plus à 1 000 € dans chacun des régimes pour les pensions liquidées après le 1er janvier 2012 et pour les individus nés après le 2 août 1951. Nous faisons par la suite l'hypothèse que ces plafonds sont revalorisés au même rythme que les valeurs de service des points des régimes (cf. tableau 4.A.5).

Le décret du 2 juillet 2012 assouplissant le dispositif des départs anticipés pour carrière longue

Ce décret concerne l'ensemble des régimes de base. Il vise à assouplir le dispositif de départ anticipé pour carrière longue. Il comporte quatre modalités :

- il ouvre le dispositif aux assurés ayant commencé à travailler avant 20 ans (au lieu de 18 ans);
- il supprime les conditions en termes de durée de cotisation au-delà de la durée d'assurance requise;
- il élargit les trimestres pris en compte dans les trimestres cotisés (2 trimestres au titre

du chômage indemnisé et 2 trimestres au titre de la maternité viennent s'ajouter aux 4 trimestres au titre du service militaire et aux 4 trimestres au titre de la maladie ou de la maternité);

- il prévoit un financement du surcoût pour les régimes en augmentant les taux de cotisation des régimes de base. Le taux de cotisation du régime général et de la MSA salarié²⁷; passe progressivement de 14,95 % à 15,45 % pour la partie du salaire inférieure au plafond de la Sécurité sociale (cf. tableau 4.A.6). De même, au SSI, pour la partie des revenus d'activité inférieure au plafond de la Sécurité sociale le taux passe de 16,75 % à 17,15 % (cf. tableau 4.A.6). Les taux de cotisation sont également relevés dans les régimes de la fonction publique (CNRACL et SRE) et dans les régimes spéciaux.

L'accord national interprofessionnel du 13 mars 2013 sur les retraites complémentaires

Cet accord prévoit :

- Entre 2014 et 2015, une évolution de la valeur d'acquisition du point de l'Agirc et de l'Arrco basée sur l'évolution des prix moins un point sans diminution en valeur absolue.
- Entre 2014 et 2015, une évolution de la valeur de service du point de l'Agirc et de l'Arrco basée sur l'évolution des prix moins un point sans diminution en valeur absolue. À partir du 1er janvier 2014, une augmentation des taux de cotisation sur les différentes tranches des régimes (cf. tableau 4.A.7).

La loi du 20 janvier 2014 garantissant l'avenir et la justice du système de retraites

Cette réforme concerne l'ensemble des régimes de base.

- Elle augmente la durée requise pour l'obtention du taux plein au fil des générations jusqu'à 43 ans (172 trimestres) à partir de la génération 1973 (cf. tableau 4.A.8);
- Elle modifie le salaire de référence permettant de valider un trimestre au titre de l'emploi dans les régimes alignés : il fallait initialement percevoir un salaire équivalent à 200 heures Smic pour valider un trimestre, ce seuil est abaissé à 150 heures Smic;
- Elle fixe la date de revalorisation des pensions au 1er octobre de chaque année, au lieu du 1er avril;
- Elle élargit les trimestres pris en compte pour les départs anticipés pour carrière longue en ajoutant 2 trimestres au titre de l'invalidité, 2 trimestres au titre du chômage indemnisé (portant ainsi à 4 le nombre de trimestres au titre du chômage indemnisé) et tous les trimestres au titre de la maternité;
- Les taux de cotisation des régimes de base sont augmentés. Le taux de cotisation du régime général et de la MSA salarié²⁸ est progressivement relevé de 1,70 % à 2,30 %

²⁷Les taux de cotisation de ces deux régimes sont alignés.

²⁸Les taux de cotisations de ces deux régimes sont alignés.

pour l'assiette de cotisation correspondant à la totalité du salaire (cf. tableau 4.A.9). De même, au SSI une cotisation est instaurée pour l'assiette correspondant à l'ensemble des revenus d'activité. Elle est portée à 0,6 % en 2017 (cf. tableau 4.A.9). Les taux de cotisation sont également relevés dans les régimes de la fonction publique (CNRACL et SRE) et dans les régimes spéciaux;

- Elle instaure un compte personnel de prévention de la pénibilité (C3P) pour les salariés exposés à des facteurs de risques professionnels susceptibles de dégrader leur santé. Chaque exposition à un facteur de risque permet d'accumuler des points sur ce compte individuel. Ces points peuvent donner lieu à différents usages parmi lesquels un départ anticipé à la retraite de 2 ans maximum avant l'âge d'ouverture des droits et l'attribution de trimestres de majoration²⁹ (avec un maximum de 8 trimestres). Pour financer ce dispositif, une cotisation employeur de base de 0,01 % est instaurée à partir du 1er janvier 2017 sur l'ensemble des rémunérations des salariés en contrat de travail à durée indéterminée ou à durée déterminée (elle concerne toutes les rémunérations que le salarié soit ou non exposé à un facteur de pénibilité). À cela s'ajoute une cotisation additionnelle due par les employeurs ayant exposé au moins un de leur salarié à un facteur de pénibilité. Cette cotisation porte sur l'ensemble des rémunérations perçues par les salariés exposés à l'un des facteurs de risque sur une base trimestrielle. Son taux est fixé à 0,1 % en 2015 et 2016 puis 0,2 % à compter de 2017. La modélisation de ce compte pénibilité et des cotisations qui y sont associées n'est, à la date de cette étude, pas prise en compte dans le modèle TRAJECTOIRE, faute d'éléments de cadrage sur le nombre de points accumulés et sur le comportement des personnes en matière d'utilisation des points du compte;
- Elle instaure une liquidation unique pour les polypensionnés des régimes alignés (Cnav, MSA salariés et SSI). Les décrets d'application n'étant pas encore parus au moment de la rédaction de cette étude, nous faisons l'hypothèse que cette mesure s'applique à partir du 1er janvier 2017³⁰ et à compter de la génération 1953. Le mode de calcul du salaire annuel moyen (SAM), sur la base duquel est calculée la pension, est celui du régime général (i.e. calcul du salaire moyen sur une base annuelle et non trimestrielle) pour les polypensionnés et les monopensionnés des trois régimes alignés. Sauf exception, la pension est supposée être versée par le dernier régime d'affiliation³¹.

²⁹Ces trimestres seront pris en compte pour le calcul du taux de liquidation mais n'interviendront pas dans le calcul du coefficient de proratisation.

³⁰Au moment de la réalisation de cette étude, l'entrée en vigueur de la LURA (Liquidation unique des régimes alignés) devait intervenir au 1er janvier 2017. C'est donc cette date qui a été retenue pour les simulations. Depuis, son entrée en vigueur a été reportée au 1er juillet 2017.

³¹Les exceptions sont les suivantes, par ordre de priorité. Pour les assurés ayant exercé une activité non salariée avant le 1er janvier 1973 le régime compétent sera le SSI. Pour les assurés ayant liquidé une pension au

LES RÉFORMES DES RETRAITES CONDUITES EN FRANCE DEPUIS 2010 : QUELS EFFETS SUR LES
INÉGALITÉS INTER ET INTRA-GÉNÉRATIONNELLES ?

TABLEAU 4.A.5 : Taux de rendement des régimes Agirc et Arrco avant et après l'accord du 18 mars 2011

Année	Avant l'accord du 18 mars 2011		Après l'accord du 18 mars 2011	
	Agirc	Arrco	Agirc	Arrco
2010	6,71 %	6,60 %	6,71 %	6,60 %
2011 et après	6,71 %	6,60 %	6,60 %	6,60 %

Source : législation Agirc-Arrco.

TABLEAU 4.A.6 : Taux de cotisation avant et après le décret du 2 juillet 2012

a) CNAV et MSA salariés

Année	Taux de cotisation avant le décret du 2 juillet 2012		Taux de cotisation après le décret du 2 juillet 2012	
	Taux de cotisation sous le PSS (taux employeur/taux salarié)	Taux de cotisation sur la totalité du salaire (taux employeur/taux salarié)	Taux de cotisation sous le PSS (taux employeur/taux salarié)	Taux de cotisation sur la totalité du salaire (taux employeur/taux salarié)
2012	8,30 % / 6,65 %	1,60 % / 0,10 %	8,40 % / 6,75 %	1,60 % / 0,10 %
2013	8,30 % / 6,65 %	1,60 % / 0,10 %	8,40 % / 6,75 %	1,60 % / 0,10 %
2014	8,30 % / 6,65 %	1,60 % / 0,10 %	8,45 % / 6,80 %	1,60 % / 0,10 %
2015	8,30 % / 6,65 %	1,60 % / 0,10 %	8,50 % / 6,85 %	1,60 % / 0,10 %
2016	8,30 % / 6,65 %	1,60 % / 0,10 %	8,55 % / 6,90 %	1,60 % / 0,10 %
2017 et après	8,30 % / 6,65 %	1,60 % / 0,10 %	8,55 % / 6,90 %	1,60 % / 0,10 %

b) RSI

Année	Taux de cotisation avant le décret du 2 juillet 2012		Taux de cotisation après le décret du 2 juillet 2012	
	Taux de cotisation sous le PSS	Taux de cotisation sur la totalité du revenu d'activité	Taux de cotisation sous le PSS	Taux de cotisation sur la totalité du revenu d'activité
2012	16,65 %	0,00 %	16,65 %	0,00 %
2013	16,65 %	0,00 %	16,85 %	0,00 %
2014	16,65 %	0,00 %	16,95 %	0,00 %
2015	16,65 %	0,00 %	17,05 %	0,00 %
2016	16,65 %	0,00 %	17,15 %	0,00 %
2017 et après	16,65 %	0,00 %	17,15 %	0,00 %

Source : législation.

TABLEAU 4.A.7 : Taux de cotisation contractuels de l'Agirc et de l'Arrco après l'accord du 13 mars 2013

Année	Tranche 1 Arrco		Tranche 2 Arrco		Tranches B et C Agirc	
	Avant l'ANI de 2013	Après l'ANI de 2013	Avant l'ANI de 2013	Après l'ANI de 2013	Avant l'ANI de 2013	Après l'ANI de 2013
2013	6 %	6,0 %	16 %	16,0 %	16,24 %	16,24 %
2014	6 %	6,1 %	16 %	16,1 %	16,24 %	16,34 %
2015	6 %	6,2 %	16 %	16,2 %	16,24 %	16,44 %

Note : ces taux de cotisations contractuels ne correspondent pas à ceux appliqués directement sur le salaire, car il existe un taux d'appel de 125 %. Ces taux correspondent à ceux sur lesquels se basent le calcul du nombre de points acquis.

Source : législation Agirc-Arrco.

titre de l'invalidité dans l'un des régimes alignés, le régime concerné sera le régime compétent. Pour les assurés ayant été affiliés à la MSA salarié et justifiant d'un droit à pension à la MSA non-salarié (exploitants agricoles) c'est la MSA salariés qui versera la pension.

TABLEAU 4.A.8 : Durée d'assurance tous régimes requise pour le taux plein, par génération (en trimestres) suite à la loi du 20 janvier 2014

Génération	Salariés du privé et indépendants	Catégorie sédentaire de la Fonction publique	Catégorie active de la Fonction publique
1943	160	150	150
1944	160	152	150
1945	160	154	150
1946	160	156	150
1947	160	158	150
1948	160	160	150
1949	161	161	152
1950	162	162	154
1951	163	163	156
1952	164	164	158
1953	165	165	160
1954	165	165	161
1955	166	166	162
1956	166	166	163
1957	166	166	165
1958	167	167	165
1959-1960	167	167	166
1961-1963	168	168	167
1964-1966	169	169	168
1967-1969	170	170	169
1970-1972	171	171	170
1973-1975	172	172	171
1976 et suivantes	172	172	172

Source : législation.

TABLEAU 4.A.9 : Taux de cotisation dans les régimes alignés avant et après la loi du 20 janvier 2014

a) *Cnav et MSA* salarié

Année	Taux de cotisation avant la loi du 20 janvier 2014		Taux de cotisation après la loi du 20 janvier 2014	
	Taux de cotisation sous le PSS (taux employeur / taux salarié)	Taux de cotisation sur la totalité du salaire (taux employeur / taux salarié)	Taux de cotisation sous le PSS (taux employeur/ taux salarié)	Taux de cotisation sur la totalité du salaire (taux employeur / taux salarié)
2013	8,40 % / 6,75 %	1,60 % / 0,10 %	8,40 % / 6,75 %	1,60 % / 0,10 %
2014	8,45 % / 6,80 %	1,60 % / 0,10 %	8,45 % / 6,80 %	1,75 % / 0,25 %
2015	8,50 % / 6,85 %	1,60 % / 0,10 %	8,50 % / 6,85 %	1,80 % / 0,30 %
2016	8,55 % / 6,90 %	1,60 % / 0,10 %	8,55 % / 6,90 %	1,85 % / 0,35 %
2017 et après	8,55 % / 6,90 %	1,60 % / 0,10 %	8,55 % / 6,90 %	1,90 % / 0,40 %

Source : législation.

b) *RSI*

Année	Taux de cotisation avant la loi du 20 janvier 2014		Taux de cotisation après la loi du 20 janvier 2014	
	Taux de cotisation sous le PSS	Taux de cotisation sur la totalité du revenu d'activité	Taux de cotisation sous le PSS	Taux de cotisation sur la totalité du revenu d'activité
2013	16,85 %	0,00 %	16,85 %	0,00 %
2014	16,95 %	0,00 %	16,95 %	0,20 %
2015	17,05 %	0,00 %	17,05 %	0,35 %
2016	17,15 %	0,00 %	17,15 %	0,50 %
2017 et après	17,15 %	0,00 %	17,15 %	0,60 %

Source : législation.

4.D Le scénario législatif en vigueur au 31 décembre 2015

Par rapport au scénario correspondant à la législation issue de la réforme de 2014 ce scénario intègre les évolutions réglementaires suivantes.

Le décret du 27 novembre 2014 relatif au régime d'assurance vieillesse de base des professionnels libéraux

Cette réforme concerne le régime de base des professionnels libéraux (la CnavPL).

- La modification des assiettes de cotisation avec le relèvement du plafond de la tranche 1 du régime de 85 % à 100 % du plafond de la Sécurité sociale (PSS) ;
- Un changement dans les modalités d'attribution des points avec un accroissement du nombre de points accordés sur la première tranche de cotisation (revenus inférieurs au PSS) et une diminution du nombre de points accordés sur la seconde tranche (revenus entre 0 et 5 fois le PSS, cf. tableau 4.A.10) ;

L'accord national interprofessionnel relatif aux retraites complémentaires Agirc-Arrco-Agff du 30 octobre 2015

Cet accord instaure :

- une sous-indexation de la valeur de service du point pendant trois ans (sur les exer-

cices 2016, 2017 et 2018) au niveau de l'inflation diminuée d'un point, sans que cette valeur ne puisse diminuer nominalement ;

- un décalage de la date de revalorisation annuelle de la valeur de service du point de manière pérenne au 1er novembre de chaque année plutôt qu'au 1er avril ;
- une augmentation de la valeur d'acquisition du point sur les exercices 2016, 2017 et 2018 avec l'objectif d'un taux de rendement effectif de l'ordre de 6 % (cf. tableau 4.A.11) ;
- la fusion de la tranche 2 du régime Arrco avec les tranches B et C du régime Agirc et une hausse des taux de cotisation sur ces mêmes tranches, à partir de 2019 (cf. tableau 4.A.12) ;
- une augmentation du taux d'appel des cotisations de 125 % à 127 % à partir de 2019 ;
- l'extension de la cotisation Agff sur la tranche C du régime Agirc ;
- la mise en place d'un coefficient de solidarité et de coefficients majorants à partir du 1er janvier 2019 et de la génération 1957. Le coefficient de solidarité consiste à appliquer sur le montant de la pension un coefficient multiplicatif de 0,90 pendant 3 ans dans la limite de 67 ans pour les retraités ayant liquidé leur pension à taux plein dans les régimes de base. Le coefficient de solidarité n'est pas appliqué aux affiliés qui liquident leurs droits 4 trimestres calendaires ou plus au-delà de la date d'obtention du taux plein. Certains affiliés en sont en outre exonérés : les personnes liquidant leurs droits à 67 ans, certaines personnes liquidant au titre du handicap ou de l'inaptitude³² et les retraités exonérés du paiement de la cotisation sociale généralisée (CSG)³³. Pour les retraités ayant un taux réduit de CSG, le coefficient de solidarité est de 0,95. Les coefficients majorants s'appliquent aux retraités ayant liquidé leurs droits 8 trimestres calendaires au-delà de la date d'obtention du taux plein. Ce coefficient multiplicatif est de 1,10 si le décalage est de 8 à 11 trimestres calendaires, 1,20 pour un décalage de 12 à 15 trimestres calendaires et 1,30 pour un décalage de 16 trimestres calendaires ou plus. Le coefficient majorant est appliqué sur le montant de la pension pendant 1 an.

³²Dans le modèle TRAJECTOIRE, les départs au titre de l'invalidité et de l'inaptitude ne sont pas distingués. Nous ne disposons pas non plus des taux d'incapacité. On a donc retenu l'hypothèse qu'aucune de ces deux catégories n'est concernée par les coefficients de solidarité ou majorant, ce qui entraîne une sous-estimation des personnes concernées par le coefficient de solidarité. Par ailleurs le modèle ne simule pas les départs pour pénibilité.

³³Les personnes liquidant avec une décote viagère ne sont par construction pas concernées par le coefficient de solidarité car elles n'ont pas le taux plein.

TABLEAU 4.A.10 : Nombre maximal de points attribués sur les différentes tranches de cotisation à la CnavPL avant et après de décret du 27 novembre 2014

Tranches de cotisation	Avant le décret du 27 novembre 2014	Après le décret du 27 novembre 2014
Tranche 1	450 (entre 0 et 0,85 PSS)	525 (entre 0 et 1 PSS)
Tranche 2 (jusqu'à 5 fois le PSS)	100 (entre 0,85 PSS et 5 PSS)	25 (entre 0 et 5 PSS)

Lecture : à la CNAVPL, les points sont attribués sur chacune des tranches au prorata du revenu du professionnel libéral par rapport au plafond de la tranche. Un professionnel libéral dont le revenu est supérieur ou égal au plafond de la tranche 1 se voit attribuer le nombre maximal de points associés à cette tranche (450 avant 2014, 525 après). Si son revenu est inférieur il acquiert ce même nombre de points proratisé par le rapport entre son revenu et le plafond de la tranche. De même pour la tranche 2. Notons que la définition des tranches a aussi évolué avec le décret du 27 novembre 2014.

Source : législation.

TABLEAU 4.A.11 : Taux de rendement des régimes Agirc et Arrco avant et après l'accord du 30 octobre 2015

Année	Avant l'accord du 30 octobre 2015		Après l'accord du 30 octobre 2015	
	Agirc	Arrco	Agirc	Arrco
2015	6,60 %	6,60 %	6,60 %	6,60 %
2016	6,60 %	6,60 %	6,33 %	6,33 %
2017	6,60 %	6,60 %	6,09 %	6,09 %
2018	6,60 %	6,60 %	6,00 %	6,00 %
2019	6,60 %	6,60 %	5,90 %	5,90 %

Source : législation Agirc-Arrco

TABLEAU 4.A.12 : Taux de cotisation contractuels de l'Agirc et de l'Arrco avant et après l'accord du 30 octobre 2015

Année	Avant l'accord du 30 octobre 2015			Après l'accord du 30 octobre 2015		
	Tranche 1 Arrco	Tranche 2 Arrco	Tranches B et C Agirc	Tranche 1 Arrco	Tranche 2 Arrco	Tranches B et C Agirc
2018	6,20 %	16,20 %	16,44 %	6,20 %	16,20 %	16,44 %
2019 et après	6,20 %	16,20 %	16,44 %	6,20 %	17 %	

Note : ces taux de cotisations contractuels ne correspondent pas à ceux appliqués directement sur le salaire, car il existe un taux d'appel de 125 % (qui passe à 127 % à partir de 2019). Ces taux correspondent à ceux sur lesquels se basent le calcul du nombre de points acquis.

Source : législation Agirc-Arrco.

4.E Les régimes de retraite pris en compte dans le modèle TRAJECTOIRE

Les régimes de base

Le régime général et les régimes alignés (3 régimes)

Les salariés du secteur privé sont affiliés à la Cnav (Caisse nationale d'assurance vieillesse), les salariés agricoles sont affiliés à la MSA (Mutualité sociale agricole) des salariés et les indépendants, artisans et commerçants, au SSI (Sécurité sociale des indépendants).

Le calcul de la pension de retraite est globalement harmonisé au sein de ces trois régimes. Ce sont des régimes en annuités, le salaire annuel valide des trimestres (150 h Smic = 1 trimestre), la pension est calculée sur la base des 25 meilleurs salaires annuels. À partir du 1er juillet 2017, ces régimes procéderont à une liquidation unique des droits acquis dans l'ensemble de ces régimes.

La CnavPL (17 régimes)

Les individus exerçant une profession libérale sont tous affiliés à la CnavPL (Caisse nationale d'assurance vieillesse des professions libérales) pour leur régime de base. C'est à la fois un régime en annuités (les revenus validant des trimestres entrant en compte dans le calcul de la durée d'assurance tous régimes) et un régime en points. Les différents régimes de la CnavPL sont regroupés dans le modèle TRAJECTOIRE.

Les exploitants agricoles (1 régime)

Les exploitants agricoles sont affiliés à la Mutualité sociale agricole (MSA) exploitants. Comme pour le régime de base de la CnavPL, il s'agit d'un régime en points, mais qui permet aussi la validation de trimestres pris en compte dans la durée d'assurance tous régimes.

Les régimes intégrés

Les régimes de la fonction publique et les régimes spéciaux (11 régimes)

Tous les agents de la fonction publique d'État civile et militaire sont affiliés au SRE (Service de la retraite de l'État), les agents des collectivités locales et de la fonction publique hospitalière à la CNRACL (Caisse nationale de retraite des agents des collectivités locales) et les ouvriers d'état au FSPOEIE (Fonds spécial des pensions des ouvriers des établissements industriels de l'État). Les agents des régimes spéciaux (SNCF, RATP, ENIM, CANSSM, IEG, Banque de France, etc.) ont une législation quasiment harmonisée (hormis les cas spécifiques de l'ENIM et de la CANSSM, dont le poids est très faible). Ce sont des régimes en annuités, le nombre de jours de travail validant des durées de services (en tenant compte, en outre, de la quotité de travail en cas de temps partiel). La pension est calculée sur la base du traitement des six derniers mois (hors primes). Ces différents régimes sont regroupés en un régime unique fictif dans le modèle TRAJECTOIRE et se voient appliquer les règles et les modalités de calcul du SRE.

Les régimes complémentaires

Les régimes complémentaires des salariés du privé (2 régimes)

Les salariés du secteur privé cotisent au régime complémentaire Arrco, les cadres à l'Arrco et à l'Agirc. Ces deux régimes sont des régimes en points.

Le régime complémentaire des non titulaires de la fonction publique (1 régime)

Les non titulaires du secteur public cotisent à l'Ircantec. C'est un régime en points. L'Ircantec est également le régime complémentaire des élus.

Le régime complémentaire des indépendants (2 puis 1 régimes)

Les artisans et commerçants du SSI cotisent également au régime complémentaire du SSI. Ce régime en points était initialement distinct pour les artisans et commerçants, il a fusionné au 1er janvier 2013.

Les régimes complémentaires des professions libérales (20 régimes complémentaires et 5 régimes supplémentaires)

Chaque profession libérale a un régime complémentaire, voire un régime supplémentaire. Ce sont des régimes en points. Le nombre très important de ces régimes nous a conduit par simplification, dans le modèle TRAJECTOIRE, à affilier fictivement l'ensemble des libéraux à la Carmf (Caisse autonome de retraite des médecins de France) pour le régime complémentaire et à l'ASV (Avantage social vieillesse) pour le régime supplémentaire. Ce choix résulte du constat que la Carmf était le régime qui comptait le plus d'affiliés parmi l'ensemble des régimes complémentaires des professions libérales.

Le régime complémentaire des non-salariés agricoles (1 régime)

Les exploitants agricoles cotisent au régime complémentaire des exploitants agricoles. C'est un régime en points. Celui-ci n'est, à l'heure actuelle, pas simulé dans le cadre du modèle TRAJECTOIRE. Les résultats présentés s'entendent donc hors régime complémentaire des non-salariés agricoles.

La retraite additionnelle de la fonction publique (1 régime)

Les agents des trois fonctions publiques cotisent de façon obligatoire à ce régime complémentaire en points depuis le 1er janvier 2005. L'assiette correspond à une partie de la composante non-indiciaire des rémunérations (dans la limite de 20 % du traitement indiciaire de base), non prises en compte par le régime intégré.

Tous ces régimes, à l'exception du régime complémentaire des non-salariés agricoles, sont pris en compte dans le module de carrière et le module de comportement de départ. Quelques petits régimes de retraite sont absents de nos sources de données (EIC et *Échantillon interrégimes de retraités* – EIR) et donc du modèle TRAJECTOIRE : l'Opéra de Paris, la Comédie Française, le port autonome de Strasbourg et la retraite complémentaire des artistes auteurs d'œuvres originales (Ircec, RACL et RACD ; nous disposons néanmoins des carrières du régime de base auquel ils sont affiliés, la Cnav) ou les régimes en extinction tel que celui de la Seita. Ces différents régimes représentaient au 31 décembre 2012 respectivement 1 712, 378, 203, 6 245 et 9 484 retraités et 1 823, 343, 156, 30 848 et 101 cotisants. En comparaison, le régime général comptait plus de 13 millions de retraités et près de 18 millions de cotisants. Enfin, les périodes cotisées à l'étranger sont absentes de l'EIC. Des trimestres validés à l'étranger et des trimestres de bonification sont toutefois imputés dans le modèle TRAJECTOIRE selon des distributions observées dans l'EIR.

Troisième partie

ÉVOLUTIONS DE LA DÉMOGRAPHIE DU MARCHÉ DU TRAVAIL ET INÉGALITÉS

Introduction à la troisième partie

Mesurer et comprendre les évolutions de la population active en France

La population active se compose des personnes de 15 ans ou plus qui sont soit en emploi soit au chômage au sens du Bureau international du travail (BIT). La taille de cette population est importante pour une économie car elle constitue la ressource en main d'oeuvre dont dispose l'économie pour produire.

En pratique la taille de la population active dépend de deux paramètres. Le premier est purement démographique : il s'agit de la taille de la population totale et de sa structure par sexe et âge. Le second est de nature socio-économique : il s'agit des taux d'activité par tranches d'âges et par sexe. Au cours des cinquante dernières années, la taille de la population active a fortement progressé, passant d'environ 23 millions de personnes en 1975 à près de 30 millions en 2020 (Bechichi *et al.*, 2021). Cette hausse résulte, pour l'essentiel, à la fois de l'accroissement globale de la population française, mais aussi de la forte progression des taux d'activité féminins sur la période.

Cette introduction présente la méthodologie utilisée par l'Insee pour mesurer la population active. Elle présente également les principaux enjeux qui sous-tendent l'évolution de la population active en France et les éclairages apportés par cette thèse.

1 Les enquêtes *Emploi* de l'Insee

En France, l'enquête *Emploi* de l'Insee est la source de référence pour comptabiliser la population active, la population en emploi et la population au chômage selon les critères du BIT (Goux, 2003). Elle permet également de décrire finement ces populations (âge, sexe, diplôme, région de résidence, etc.). La première édition de l'enquête a eu lieu en 1968. L'enquête *Emploi* fait partie d'un dispositif communautaire (le *Labor Force Survey*) développé par Eurostat dans le but d'harmoniser l'information statistique produite par les différents États membres. Elle se déroule annuellement depuis 1968 jusqu'à l'édition 2002³⁴ (au cours du mois de mars en règle générale) puis devient trimestrielle à compter du 1er janvier 2003.

³⁴La périodicité a été ponctuellement semestrielle entre 1977 et 1981 (Goux, 2003).

L'échantillon de l'enquête est constitué de logements ordinaires³⁵ dont l'ensemble des résidents âgés de 15 ans ou plus sont interrogés. Ainsi, lorsqu'un individu est interrogé, son éventuel conjoint cohabitant l'est également. L'échantillon de personnes interrogées est représentatif de la population âgée de 15 ans et plus résidant en logement ordinaires. Le champ géographique couvre la France métropolitaine et intègre les départements d'Outre-mer depuis 2014. Le taux de sondage est de 0,3 % (ce qui correspond approximativement à 75 000 logements) pour les éditions annuelles couvrant la période 1990-2002 puis de 0,15 % (ce qui correspond approximativement à 37 500 logements) pour les éditions trimestrielles postérieures à 2003. Depuis 2003 l'échantillon est renouvelé par sixième chaque trimestre (il était renouvelé par tiers tous les ans auparavant) ce qui signifie que chaque personne est suivie sur une durée de six trimestres (soit un an et demi).

Les données de cette enquête sont abondamment mobilisées dans les deux chapitres qui suivent.

2 Les apports de cette thèse concernant la connaissance de la population active

Les évolutions passées et à venir de la population active dépendent essentiellement de trois paramètres (Bechichi *et al.*, 2021) :

- L'activité aux âges les plus jeunes (15-25 ans). Après avoir fortement baissé jusque dans les années 2000, en raison essentiellement du recul de l'âge de fin des études initiales, le taux d'emploi de cette tranche d'âges a rebondi en raison des mesures de soutien à l'emploi des jeunes mais aussi du développement de l'apprentissage. Les évolutions de l'activité à ces âges sont très liées aux évolutions du système éducatif comme en témoigne la très forte augmentation de nombre de contrats d'apprentissage signés au cours des dernières années.
- L'activité aux âges du coeur de la vie active (25-55 ans). Les taux d'activité masculins étant structurellement très élevés, l'enjeu concerne plutôt la poursuite du rattrapage des taux d'activité féminins.
- L'activité au moment de la sortie de la vie active (après 55 ans). Après avoir fortement diminué en raison de l'avancement de l'âge de la retraite et du développement des mécanismes de sorties précoces du marché du travail (dispenses de recherche d'emploi, préretraites, etc.), les taux d'activité à ces âges ont fortement augmenté en raison essentiellement de l'extinction progressive de ces dispositifs (et plus secondairement

³⁵Le logement ordinaire est un logement défini par opposition à un logement en résidence offrant des services spécifiques (résidences pour personnes âgées, pour étudiants, de tourisme, à vocation sociale, pour personnes handicapées, monastères, communautés religieuses, etc.).

des réformes des retraites).

Le **chapitre 5** s'intéresse à l'activité aux âges correspondant au coeur de la vie active. Il dresse un panorama de l'évolution des taux d'activité et d'emploi des hommes et des femmes, au fil des générations depuis 1975. Il actualise les résultats d'une publication ancienne, basée sur les données disponibles en 2002. Par rapport aux travaux antérieurs, elle offre un recul historique plus long de plus de 15 ans et propose une analyse enrichie par une approche par le niveau de diplôme et le nombre d'enfants à charge.

Le **chapitre 6** se concentre sur les âges correspondant à la période de sortie de la vie active. Il s'agit d'âges auxquels la plupart des personnes vivent en couple. La situation du conjoint a donc nécessairement un rôle sur le choix d'activité. C'est cette problématique que le chapitre cherche à éclairer. Par rapport aux travaux déjà existants, il se singularise par une approche générationnelle qui permet de mettre en lumière l'évolution des comportements au fil des générations. De plus il mobilise des données de panel qui suivent des couples sur une durée longue de neuf ans. Ces données rendent possible la construction de parcours-types de sortie du marché du travail au sein des couples.

Chapitre 5

Les évolutions de l'activité et de l'emploi en France au fil des générations¹

Résumé du chapitre

En France, la forte progression de la participation des femmes au marché du travail depuis les années 1970 est un constat déjà bien établi dans la littérature économique. En mobilisant les enquêtes *Emploi* de l'Insee sur une période longue de 44 ans couvrant les années 1975-2018; cette contribution s'intéresse aux évolutions des taux d'activité et d'emploi des femmes et des hommes. Alors que l'activité et l'emploi des femmes entre 25 et 50 ans n'avaient cessé de progresser au fil des générations nées depuis les cohortes nées en 1920; les données font état d'une stagnation pour les femmes nées après 1970. Concernant les hommes, activité et emploi à ces âges tendent à reculer légèrement au fil des générations. Les écarts de taux d'activité et de taux d'emploi entre femmes et hommes continuent de se résorber au fil des générations, mais à un rythme de plus en plus lent. Alors que ce processus de rattrapage était, pour les générations nées avant 1970, essentiellement la conséquence de l'augmentation de ces indicateurs chez les femmes, il est désormais intégralement dû à leur diminution chez les hommes.

¹Ce chapitre a donné lieu à une publication dans une revue à comité de relecture : Martin, H (2022). « Les évolutions de l'activité et de l'emploi en France au fil des générations », *Population*, 77, pp.141-158.

Sommaire du chapitre

1	Introduction	223
2	Méthodologie	225
2.1	Définition des indicateurs	225
2.2	Le champ d'étude	225
2.3	Les sous-populations	226
3	Une stagnation de l'activité et de l'emploi des femmes sur les années récentes entre 30 et 55 ans	232
4	Une diminution de l'activité et de l'emploi des hommes entre 30 et 55 ans	236
5	Un rattrapage qui s'essouffle	240
6	Conclusion	240

1 Introduction

Le marché de l'emploi français a connu des mutations majeures depuis les années 1970, largement documentées dans la littérature. Le taux de chômage s'est durablement installé entre 7 % et 12 % avec une disparition progressive de l'écart entre le taux de chômage des hommes et celui des femmes (Bodier *et al.*, 2019). Le taux d'activité des femmes a fortement augmenté depuis 1975, passant de 53 % à plus de 68 % pour la tranche d'âges 15-64 ans (Collet et Rioux, 2017; Maruani, 2004). Il s'est ainsi nettement rapproché de celui des hommes qui tend au contraire à diminuer légèrement sur la période. La proportion de couples bi-actifs s'est ainsi fortement accrue (Stancanelli, 2006). En même temps, la part de l'emploi salarié à temps partiel a fortement augmenté, passant de 8 % en 1982 à 18 % en 2019 et touchant principalement les femmes : 27 % des femmes en emploi sont concernées contre 8 % des hommes (Bodier *et al.*, 2019). La part de l'emploi en contrat de courte durée - que celui-ci prenne la forme d'un contrat à durée déterminée² (CDD) d'une durée inférieure à trois mois ou d'une mission d'intérim³ - a augmenté passant de 1 % de l'emploi total en 1982 à 4,5 % en 2017, entraînant une augmentation de la fréquence des périodes de non-emploi (Jauneau et Vidalenc, 2019; Barlet *et al.*, 2014).

Des enjeux importants sous-tendent ces évolutions du marché du travail. Ils portent notamment sur l'autonomie financière des femmes dans un contexte marqué par une augmentation des séparations conjugales (Olivetti et Rotz, 2016). Ils concernent également la constitution des droits à retraite propres pour éviter une situation de dépendance envers la pension de réversion en cas de décès du conjoint, ou envers les minimas sociaux en cas de séparation conjugale (le **chapitre 3** montre que la part des dispositifs de solidarité dans la pension de retraite des femmes ayant plus de trois enfants à charge est très importante). Or, toutes les évolutions du marché du travail ne touchent pas de la même manière les femmes et les hommes des différentes générations. Ainsi, si le taux d'activité des femmes a augmenté depuis les années 1970, cette augmentation n'a pas été uniforme entre les différentes générations : les taux d'activité par âges ont augmenté progressivement au fil des générations à partir de la génération née en 1935 et jusqu'à la génération née en 1975 (Afsa Essafi et Buffeteau, 2006). De même, la proportion d'emplois à temps partiel (à un âge donné) a également aug-

²En droit du travail français, le contrat à durée déterminée (CDD) est un contrat de droit privé par lequel un employeur recrute un salarié pour une durée déterminée à l'avance. La date de l'échéance du contrat est donc définie au moment de sa signature. Le CDD ne doit pas avoir pour objet de pourvoir durablement un emploi lié à l'activité normale de l'entreprise. Il correspond à une mission précise et temporaire. Trois principaux motifs sont prévus par la loi : remplacement temporaire d'un salarié, surcroît temporaire d'activité, et activité à caractère saisonnier.

³En droit du travail français, la mission d'intérim correspond à un contrat de travail temporaire qui peut être utilisé par un employeur essentiellement pour les motifs suivants : remplacer de manière exceptionnelle un salarié, faire face à un surcroît temporaire d'activité, ou assurer une activité à caractère saisonnier. D'autres motifs moins fréquents sont prévus par le code du travail.

menté progressivement au fil de ces générations, particulièrement pour les femmes (Briard et Calavrezo, 2016). C'est pourquoi l'approche générationnelle, en complément des photographies annuelles successives que publie l'Insee, apporte un éclairage supplémentaire sur les évolutions du marché du travail. En effet, l'Insee suit l'évolution au fil des années des taux d'activité et d'emploi pour différentes tranches d'âge mais ne s'intéresse pas aux évolution de ces taux au fil des générations.

Dans cette perspective, Afssa Essafi et Buffeteau (2006) ont exploité la série des enquêtes *Emploi* de l'Insee sur la période 1982-2002 (soit 30 années) pour mettre en lumière l'augmentation de l'activité féminine au fil des générations. Les auteurs montrent, à l'aide d'une modélisation économétrique, que si les tendances observées à l'époque étaient appelées à se poursuivre, le taux d'activité moyen sur le cycle de vie des femmes rattraperait quasiment celui des hommes pour la génération née en 1970 (seul un écart de 5 points subsisterait). Les taux d'emploi et d'emploi en équivalent temps plein resteraient néanmoins assez nettement inférieurs (avec des écarts respectifs de 10 et 15 points par rapport aux hommes). En se basant sur la même source mais sur des données plus récentes (les éditions 1985 à 2010 de l'enquête *Emploi* avec un pas quinquennal), les travaux de Périvier et Verdugo (2018) projettent au contraire une relative stabilité de l'écart entre les taux d'emploi des hommes et des femmes (autour de 20 points). La différence avec les résultats de Afssa Essafi et Buffeteau s'explique par l'inflexion des tendances observées au cours des années de recul supplémentaires dont bénéficient Périvier et Verdugo : sur la période 2003-2010 la progression des taux d'activité féminins au fil des générations ralentit très nettement, voire s'arrête. S'inscrivant dans la continuité de ces contributions, cette étude a vocation à décrire avec davantage de recul historique et avec des données plus fines⁴, pour les femmes et pour les hommes, l'évolution au fil des générations des taux d'activité, d'emploi et d'emploi en équivalent temps plein. La période couverte, longue de 44 ans, commence en 1975 et se termine en 2018. Les évolutions sur la période antérieure à 2002 ayant déjà été bien documentées par Afssa Essafi et Buffeteau (2006), on portera une attention particulière aux tendances les plus récentes, sans chercher à les extrapoler. Ainsi, l'un des objectifs est de vérifier si l'essoufflement du phénomène de rattrapage des taux d'emploi et d'activité féminins par rapport aux taux masculins entrevu par Périvier et Verdugo se confirme. Par rapport aux deux contributions mentionnées, l'analyse est également enrichie par une approche par niveau de diplôme et nombre d'enfants à charge – éléments déterminants dans la construction des inégalités entre femmes et hommes sur le marché du travail.

⁴L'étude d'Hélène Périvier et Gregory Verdugo ne mobilise qu'une édition de l'enquête *Emploi* sur cinq et ne porte que sur une génération sur cinq. Elle inclut en revanche dans son champ l'ensemble des pays de l'Union Européenne.

2 Méthodologie

2.1 Définition des indicateurs

Ce travail de recherche mobilise trois indicateurs : le taux d'activité, le taux d'emploi et le taux d'emploi en équivalent temps plein. Le taux d'activité à l'âge A est défini comme le rapport entre le nombre d'actifs d'âge A (personnes en emploi ou au chômage) et l'ensemble de la population ayant le même âge. Le taux d'emploi à l'âge A représente la part des personnes d'âge A occupant un emploi parmi l'ensemble de la population d'âge A. Enfin, le taux d'emploi en équivalent temps plein (ETP) consiste à pondérer chaque emploi par sa quotité de travail. Ainsi, pour le calcul du taux d'emploi en équivalent temps plein une personne qui occupe un emploi à temps plein est comptabilisé au numérateur avec un poids de 1 alors qu'une personne qui occupe un emploi à 80 % est comptabilisé au numérateur avec un poids de 0,8. Au dénominateur toutes les personnes sont comptabilisées avec un poids de 1. Les taux d'activité, d'emploi et d'emploi en équivalent temps plein sont calculés à partir de la série des enquêtes *Emploi* de l'Insee sur la période 1975-2018. Les résultats sont pondérés par le jeu de pondérations individuelles fourni par l'enquête. Si, dans le questionnaire de l'enquête *Emploi*, le nombre d'heures travaillées en moyenne par semaine est demandé directement à la personne interrogée, il fait ensuite l'objet d'un traitement par l'Insee qui privilégie un recodage par tranches horaires. C'est cette information, recodée en tranches, qui est utilisée dans cette contribution pour calculer la quotité de travail. Cinq modalités sont définies : 0 % pour les personnes sans emploi ; 25 % pour les personnes qui déclarent une durée hebdomadaire habituelle de travail comprise entre 1 et 14 heures ; 50 % pour une durée comprise entre 15 et 29 heures ; 75 % pour une durée comprise entre 30 et 34 heures et 100 % pour 35 heures ou plus (emploi à temps plein)⁵. Les critères qui permettent d'identifier les personnes en emploi et au chômage sont détaillés dans l'encadré méthodologique consacré aux enquêtes *Emploi*.

2.2 Le champ d'étude

L'étude se focalise sur les âges compris entre 30 et 59 ans. Le seuil de 30 ans a été retenu car avant cet âge une part importante de la population est encore en formation initiale ou en cours d'insertion sur le marché du travail. Le champ de l'étude exclut également les personnes qui n'ont pas terminé leurs études initiales au moment de l'enquête. Ces dernières sont très peu nombreuses après 30 ans même si leur proportion croît au fil des générations,

⁵Ces seuils concernent les derniers millésimes de l'enquête. Ils sont modulés pour s'adapter à la réglementation concernant le temps de travail. En particulier la borne des 35 heures est fixée à 39 heures pour les enquêtes antérieures à 2002. Les autres tranches étaient les mêmes avant 2002.

passant d'environ 0,5 % pour la cohorte née en 1945 (la première observée à 30 ans) à un peu plus de 1 % pour la cohorte née en 1985. De façon symétrique, le seuil de 59 ans se justifie par l'augmentation importante de la proportion de personnes retraitées au-delà de cet âge ; l'âge légal d'ouverture des droits à retraite ayant longtemps été fixé à 60 ans. Enfin, l'extension très récente de l'enquête *Emploi* aux départements d'outre-mer (depuis 2013) ne permet pas de suivre sur une période suffisamment longue les générations d'ultramarins. C'est pourquoi le champ géographique se limite à la France métropolitaine. Ces choix méthodologiques expliquent que les séries calculées diffèrent de celles publiées par l'Insee.

Les générations suivies dans cette étude sont nées entre 1925 et 1985. Ces bornes d'année de naissance permettent de ne pas tenir compte de certaines cohortes qui ne sont observées que sur une durée trop courte. La génération 1925, la plus ancienne de l'échantillon, est suivie sur 10 années (entre ses 50 et ses 59 ans) et la génération 1985, la plus jeune de l'échantillon, sur 4 années (entre ses 30 et ses 33 ans). Au final, le champ comporte près de 5,3 millions d'observations individuelles, certains individus étant observés à plusieurs dates différentes, les logements échantillonnés étant enquêtés six trimestres consécutifs depuis l'édition 2003 de l'enquête *Emploi* (voir encadré).

2.3 Les sous-populations

Afin d'enrichir l'analyse, deux autres variables ont été mobilisées : le niveau de diplôme et le nombre d'enfants à charge. Des travaux antérieurs ont en effet déjà montré que la progression des taux d'activité féminins au fil des générations a été plus prononcée pour les femmes les plus qualifiées (Afsa Essafi et Buffeteau, 2006) et pour les femmes ayant deux ou trois enfants à charge (Minni et Moshion, 2010). Le nombre d'enfants à charge est défini comme le nombre d'enfants âgés de 18 ans ou moins, inactifs (ce qui exclut les enfants en emploi) qui résident dans le même ménage que la personne répondante (y compris les enfants en garde alternée et les enfants d'un éventuel conjoint) et non pas comme le nombre d'enfants de la personne interrogée. L'hypothèse sous-jacente étant que la présence d'enfant à charge est davantage déterminante pour la participation au marché du travail que le nombre d'enfants que la personne a pu avoir au cours de sa vie même si la naissance d'enfant, y compris lorsque ces derniers ne sont plus à charge, peut jouer un rôle important (par exemple en cas de non-participation durable au marché du travail). Ce choix se justifie aussi d'un point de vue pratique : le nombre d'enfants de la personne interrogée est disponible sur une profondeur historique plus limitée que le nombre d'enfants à charge dans l'enquête *Emploi*. Pour le niveau de diplôme, quatre quartiles ont été définis pour chaque génération :

- les 25 % les plus diplômés (cette sous-population sera dans la suite désignée comme « les plus diplômés ») ;
- les 25 % moyennement plus diplômés ;

- les 25 % moyennement moins diplômés;
- les 25 % les moins diplômés (cette sous-population sera dans la suite désignée comme « les moins diplômés »).

Pour construire ces quartiles en tenant compte de l'augmentation générale du niveau d'études au fil des générations, les individus de chaque cohorte ont été ordonnés d'abord selon leur niveau de diplôme⁶ puis selon leur âge de fin d'études, l'hypothèse sous-jacente étant qu'à un niveau de diplôme donné, un âge de fin d'études plus élevé signifie une formation initiale plus longue⁷. Pour la génération née en 1925, disposer du baccalauréat permet de se situer parmi les 25 % les plus diplômés. Pour la génération née en 1985, il faut disposer au minimum d'un diplôme de niveau baccalauréat + 2 ans pour être dans le premier quartile.

Les résultats présentés dans cette étude se focalisent essentiellement sur quatre âges de la vie :

- 30 ans qui correspond approximativement à la stabilisation dans la vie active après une phase d'entrée sur le marché du travail. Cet âge est également proche de l'âge moyen à la naissance des enfants⁸.
- 40 ans qui correspond au cœur de la vie active à mi-chemin entre l'âge d'entrée sur le marché du travail (environ 22 ans pour les dernières générations observées⁹) et l'âge de départ à la retraite (environ 62 ans pour les dernières générations observées¹⁰).
- 50 ans qui correspond à l'âge à partir duquel les taux d'emploi et d'activité tendent à diminuer en France (Martin-Houssart et Roth, 2002) et auquel les enfants quittent le domicile parental.
- 59 ans qui correspond approximativement à la fin de la vie active, puisqu'à 60 ans près de 70 % des personnes de la dernière cohorte de naissance observée (celles nées en

⁶Les modalités de diplômes sont hiérarchisées dans l'ordre suivant : diplômes supérieurs au baccalauréat + 2 ans; baccalauréat + 2 ans; baccalauréat ou équivalent; BEP ou CAP; et BEPC.

⁷Cette hypothèse est contestable, mais comme les individus sont d'abord ordonnés selon leur niveau de diplôme, elle ne joue qu'au second ordre. En pratique pour obtenir des quartiles les individus classés dans un même croisement (par exemple niveau de diplôme BEP ou CAP et âge de fin d'études à 20 ans) peuvent figurer dans deux quartiles distincts. Les distributions sont pondérées.

⁸Celui-ci était de 27,8 ans pour les femmes et 30,5 ans pour les hommes nés en 1925. Ces âges ont diminué au fil des générations jusqu'aux générations nées autour de 1945 avant d'augmenter de nouveau et de s'établir à 26,8 et 30,1 ans pour la génération née en 1953, la dernière pour laquelle la quasi-totalité des naissances a été observée (Robert-Bobée, 2015).

⁹Le concept d'entrée sur le marché du travail est difficile à définir car il peut renvoyer à des situations très distinctes (apprentissage, emploi étudiant, emploi stable, etc.). L'âge moyen de première validation d'une année complète en termes de droits à retraite a graduellement augmenté au fil des générations. Il est passé de 19,6 ans pour la génération née en 1942 à 23 ans pour la génération née en 1974 (Salembier, 2015). Pour les générations suivantes il tend à se stabiliser.

¹⁰Pour la génération née en 1926 l'âge moyen de départ à la retraite était de 62,2 ans. Il a diminué au fil des générations pour atteindre 60,3 ans pour la génération née en 1950 avant de remonter depuis pour atteindre 61,4 ans pour la génération née en 1953 (Arnaud, 2021). Les données ne sont pas encore disponibles pour les générations suivantes mais la tendance est nettement à l'augmentation en raison des évolutions réglementaires.

1950) ont déjà liquidé au moins une pension de retraite.

Encadré : Les enquêtes *Emploi* de l'Insee

Les enquêtes *Emploi* de l'Insee ont déjà été décrites de manière succincte dans l'introduction de la troisième partie. C'est pourquoi, cet encadré se concentre sur les seuls aspects propres à ce chapitre.

La série des enquêtes *Emploi* sur laquelle se base cette étude couvre la période 1975-2018 en France métropolitaine. Les enquêtes antérieures à 1975 (qui correspondent donc à la période 1968-1974) n'ont pas été retenues car les concepts d'emploi et d'activité ont fait l'objet d'une importante refonte à l'occasion de l'édition 1975. L'enquête de 2018 était la dernière disponible au moment où ce travail de recherche a été entrepris. Sur la période retenue pour cette étude, les concepts d'activité et d'emploi évoluent relativement peu. Si la définition actuelle du chômage au sens du BIT date de la conférence de 1982, il s'agissait davantage d'une clarification que d'une évolution des concepts, si bien que son impact sur les chiffres du chômage en France a été marginal (Goux, 2003). Néanmoins, pour certaines informations, la profondeur historique est plus limitée. C'est le cas notamment du niveau de diplôme dans la mesure où, jusqu'en 1981, plus de la moitié des personnes interrogées ne déclaraient pas leur diplôme. C'est également le cas de la quotité de travail : dans les enquêtes postérieures à 1982, c'est la quotité horaire de travail hebdomadaire habituelle qui est demandée tandis que sur la série 1975-1981, il s'agit de la quotité horaire de travail sur la semaine de référence. Ces ruptures de série dans l'enquête impliquent de restreindre à la période 1982-2018 les analyses par niveau de diplôme ainsi que pour l'étude des taux d'emploi en équivalent temps plein. À l'occasion de l'édition 2003, l'enquête a connu une refonte majeure. Elle est devenue trimestrielle afin de s'adapter aux nouvelles réglementations européennes et a été renommée enquête *Emploi en continu*. Les principes retenus pour comptabiliser les chômeurs et les inactifs sont légèrement modifiés. Le classement spontané par l'enquêté disparaît totalement : c'est dès lors un ensemble de questions factuelles qui détermine si le répondant est en emploi, au chômage ou inactif (Goux, 2003). En pratique la rupture de série liée à cette refonte a été très limitée (Givord, 2003).

FIGURE 5.1 : Taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes et des hommes au fil des générations à 30 ans

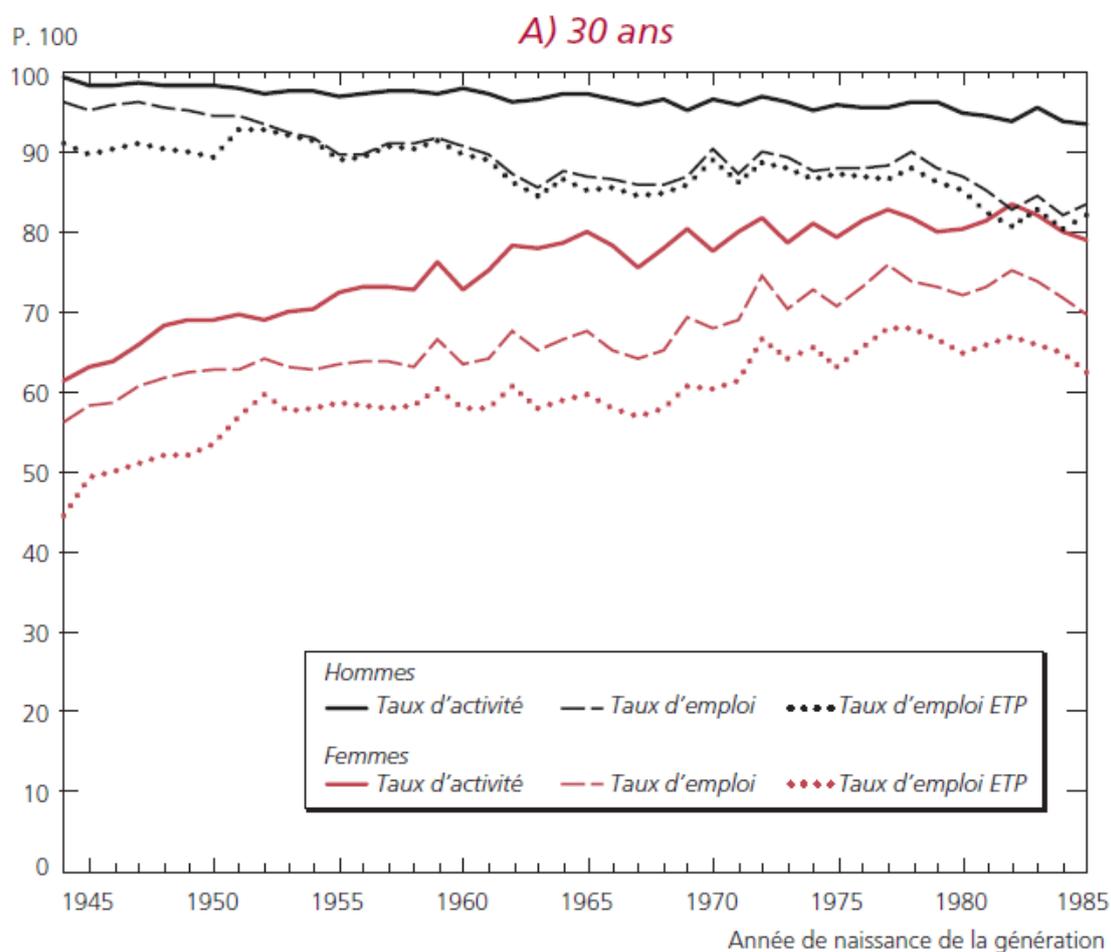


FIGURE 5.2 : Taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes et des hommes au fil des générations à 40 ans

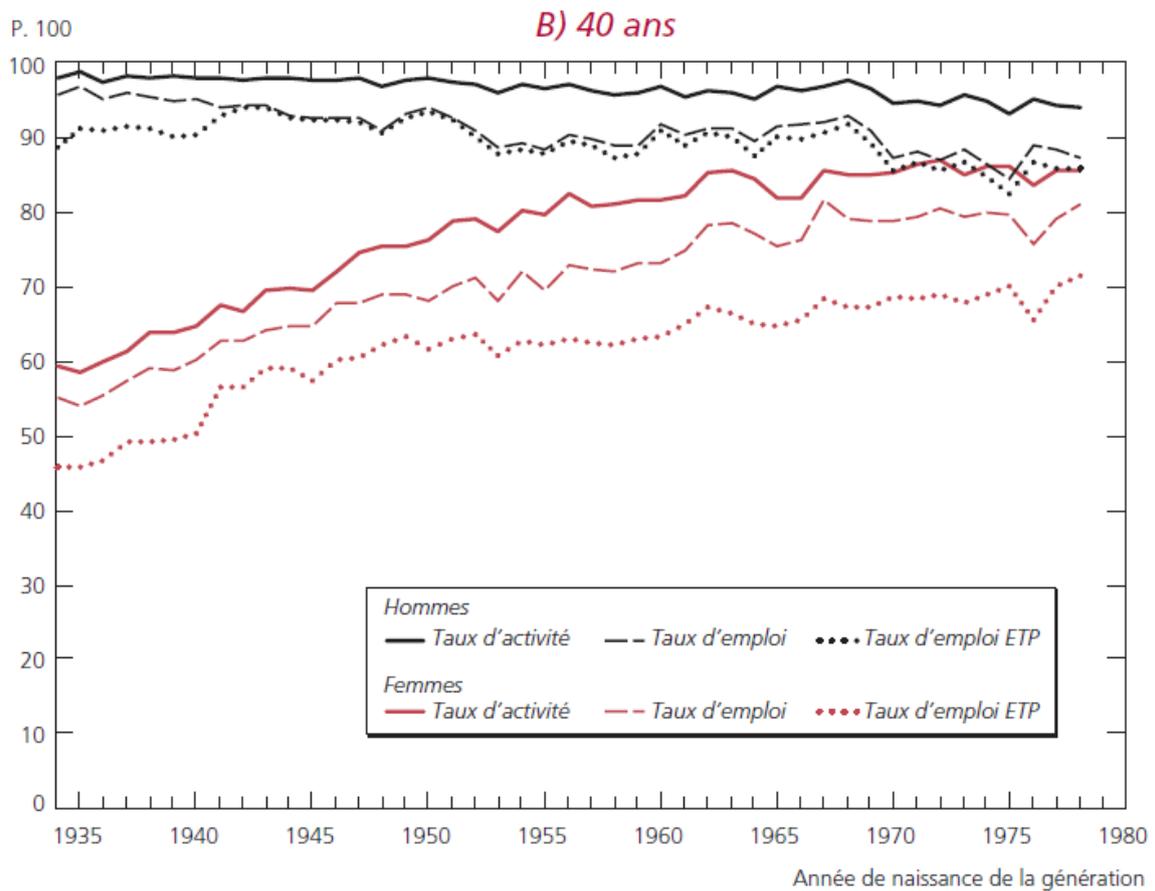


FIGURE 5.3 : Taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes et des hommes au fil des générations à 50 ans

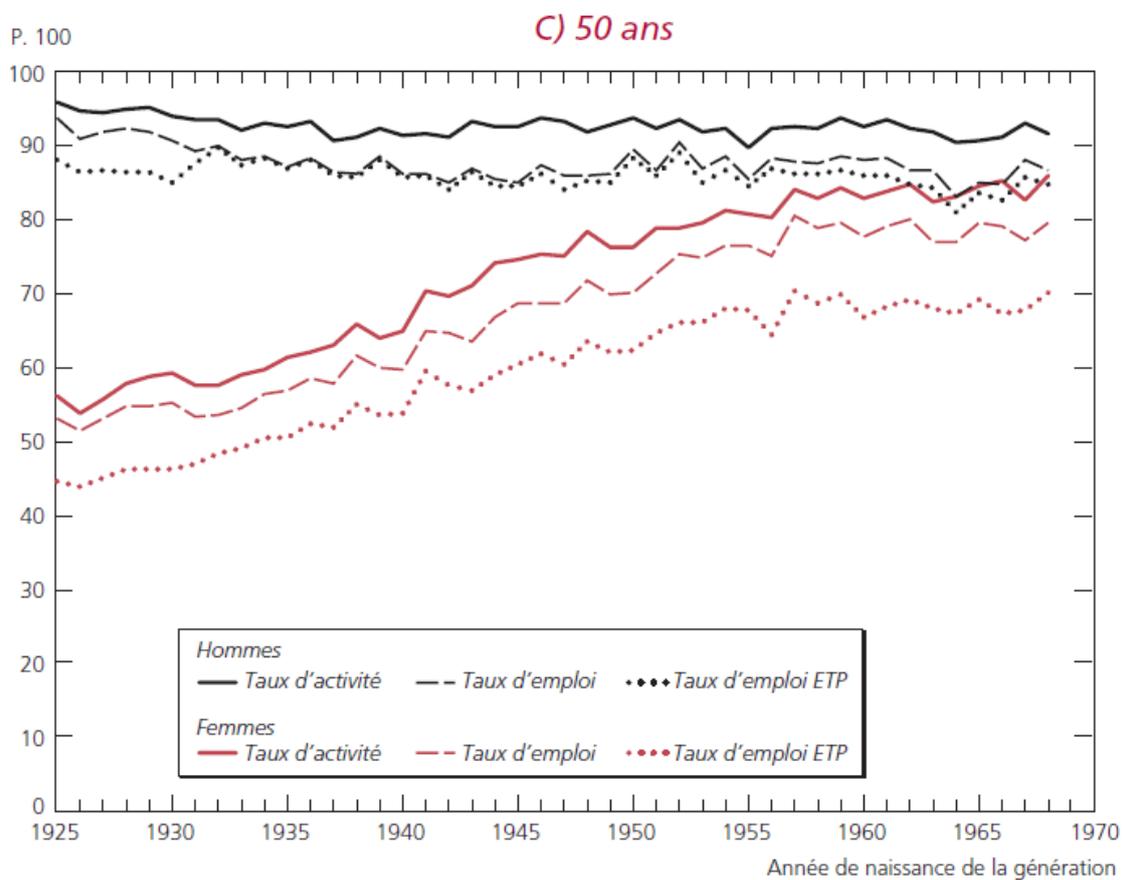
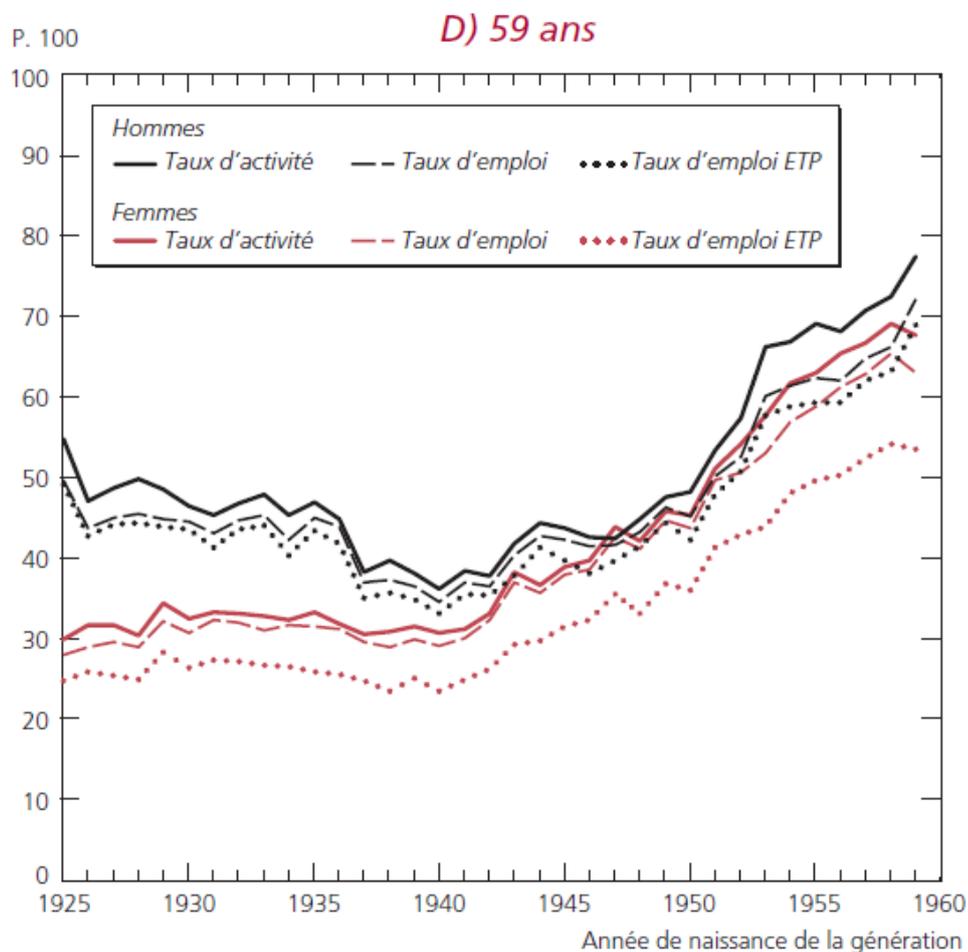


FIGURE 5.4 : Taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes et des hommes au fil des générations à 59 ans



Note : ETP signifie « équivalent temps plein ».

Champ : Personnes nées entre 1925 et 1985 ayant terminé leurs études initiales et résidant en France métropolitaine.

Sources : Enquêtes Emploi 1975-2002 et Enquêtes Emploi en continu 2003-2018, Insee.

3 Une stagnation de l'activité et de l'emploi des femmes sur les années récentes entre 30 et 55 ans

Les principales tendances de long terme documentées par Afsa Essafi et Buffeteau en 2006 sur les âges compris entre 25 et 50 ans sont retrouvées : le taux d'activité des femmes a fortement augmenté au fil des générations mais cette augmentation ne s'est pas traduite intégralement par une hausse du taux d'emploi en équivalent temps plein, du fait à la fois de l'augmentation du taux de chômage et du développement des emplois à temps partiel. Ces

évolutions sont très marquées à 50 ans pour les générations de femmes nées entre 1935 et 1965 et à 40 ans pour celles nées entre 1945 et 1975 (tableau 5.1 et figures 5.1 à 5.4). Ainsi, à 40 ans le taux d'activité a progressé de 16,8 points de pourcentage entre la génération née en 1945 et celle née en 1975. Le taux d'emploi a lui progressé de 14,8 points de pourcentage et le taux d'emploi en équivalent temps plein de 12,8 points.

Ces tendances générales cachent des disparités importantes selon le niveau de diplôme. Pour les femmes les moins diplômées, la progression des taux d'activité s'est essentiellement traduite par des emplois à temps partiel puisque les taux d'emploi en équivalent temps plein ont très faiblement augmenté. Par exemple, à 40 ans, pour les femmes les moins qualifiées, entre la génération née en 1945 et celle née en 1975, le taux d'activité a augmenté de 10,4 points de pourcentage alors que le taux d'emploi en équivalent temps plein a progressé seulement de 4,6 points de pourcentage (tableau 5.1). Pour les plus diplômées, la progression des taux d'activité s'est au contraire quasiment intégralement répercutée sous forme d'emplois à temps plein. Toujours à 40 ans, pour les femmes les plus qualifiées, et pour les mêmes générations, le taux d'activité a progressé de 12,8 points de pourcentage et le taux d'emploi en équivalent temps plein de 15,8 points de pourcentage (tableau 5.1). L'augmentation des taux d'activité des femmes les plus diplômées a également été plus précoce et s'est arrêtée plus rapidement (ils ne progressent quasiment plus pour les générations nées après 1955 ayant déjà atteint un niveau supérieur à 90 % à 40 et 50 ans) par rapport à ce qui est observé pour les femmes les moins diplômées. La participation croissante des femmes au marché du travail a également été fortement déterminée par le nombre d'enfants mineurs à charge dans le ménage. La hausse de l'activité et de l'emploi a été faible pour les femmes sans enfant à charge (la plupart étant déjà actives); modérée pour celles avec un seul enfant à charge; et plus marquée pour les femmes qui ont au moins deux enfants à charge même si celle-ci s'est partiellement traduite sous la forme d'emplois à temps partiel (tableau 5.1).

Les quinze années de recul supplémentaires (période 2003-2018) dont bénéficie cette étude permettent néanmoins d'apporter deux éclairages nouveaux. Le premier concerne l'évolution des taux d'activité. En 2006, Afsa Essafi et Buffeteau faisait le constat d'un essoufflement de l'augmentation du taux d'emploi des femmes pour les générations nées après 1970. Cet essoufflement doit désormais être également étendu au taux d'activité.

Pour mieux l'apprécier, des tests de significativité statistique ont été menés en regroupant les générations nées sur une période de cinq années afin de disposer d'effectifs plus robustes. Pour chaque groupe de cinq générations l'hypothèse statistique testée est celle d'une augmentation des différents indicateurs par rapport aux cinq générations précédentes. Les tests font ressortir une stagnation des taux d'emploi à 50 ans pour les générations de femmes nées après 1960 (les générations 1960-1964 n'ont pas un taux d'emploi significativement plus important que les générations 1955-1959) même si le taux d'activité a continué à légèrement

progresser (tableau 5.2). A 40 ans, emploi et activité ont arrêté d'augmenter pour les générations de femmes nées après 1975. A 30 ans le point d'inflexion concerne plutôt les générations de femmes nées après 1980.

Le second constat porte sur l'âge de 59 ans, âge souvent proche de la fin de la vie active, pour lequel la tendance à la diminution des taux d'activité et d'emploi s'est totalement inversée pour les générations nées après 1940 (figure 5.4). Ce retournement est le résultat des évolutions réglementaires du système de retraite et du marché du travail qui visent à faire progresser l'emploi des seniors : extinction des dispositifs de préretraite et de cessation progressive d'activité (Marioni et Merlier, 2018), durcissement de la dispense de recherche d'emploi pour les chômeurs les plus âgés, l'allongement progressif de la durée d'assurance requise pour le versement d'une pension à taux plein (réformes de 1993 et 2003), augmentation de l'âge légal d'ouverture des droits à retraite de 60 à 62 ans (réforme de 2010 qui touche les assurés nés après 1951), etc. Si seuls les résultats à 59 ans sont présentés dans cette contribution ce constat se vérifie également à tous les âges postérieurs à 56 ans. Cette inflexion de l'emploi et de l'activité à ces âges est observée pour les hommes comme pour les femmes.

TABLEAU 5.1 : Évolution des taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes au fil des générations à différents âges

Âge	30 ans	40 ans	50 ans	59 ans
Génération	1955-1985	1945-1975	1935-1965	1925-1955
Dates approximatives d'observation	1985-2015	1985-2015	1985-2015	1984-2014
Ensemble des femmes				
Taux d'activité aux 2 dates (%)	72,6-79,1	69,4-86,2	61,4-84,6	29,9-62,9
Variation (points)	6,5	16,8	23,2	33,0
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	63,6-69,8	64,7-79,5	56,9-79,5	27,9-58,8
Variation (points)	6,2	14,8	22,6	30,9
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	58,8-62,5	57,3-70,1	50,6-69,2	24,8-49,6
Variation (points)	3,7	12,8	18,6	24,8

Âge	30 ans	40 ans	50 ans	59 ans
Femmes les moins diplômées (%)	26-22	25-22	26-25	25-27
Taux d'activité aux 2 dates (%)	52,4-65,6	60,5-70,9	58,0-73,4	31,9-52,9
Variation (points)	13,2	10,4	16,6	21,0
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	41,7-50,8	54,5-62,4	54,2-66,9	31,4-47,3
Variation (points)	9,1	7,9	12,7	15,9
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	39,1-43,4	45,9-50,5	46,3-52,6	29,5-35,7
Variation (points)	4,3	4,6	6,3	6,2
Femmes les plus diplômées (%)	26-26	23-27	24-25	22-25
Taux d'activité aux 2 dates (%)	88,1-88,1	79,9-92,7	73,1-91,9	39,6-69,1
Variation (points)	0,0	12,8	18,8	29,5
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	81,7-80,3	76,3-89,8	67,9-88,1	36,4-60,7
Variation (points)	-1,4	13,5	20,2	29,3
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	75,3-74,8	68,5-83,9	62,9-79,2	33,4-60,7
Variation (points)	-0,5	15,4	16,3	27,3
Femmes sans enfant à charge (%)	23-39	26-17	73-57	n.d.
Taux d'activité aux 2 dates (%)	88,8-90,2	78,8-86,4	66,3-85,0	n.d.
Variation (points)	1,4	7,6	18,7	n.d.
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	78,8-80,6	72,5-79,2	62,0-79,7	n.d.
Variation (points)	1,8	6,7	17,7	n.d.
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	76,4-75,3	66,3-72,2	56,4-70,5	n.d.
Variation (points)	-1,1	5,9	14,1	n.d.
Femmes avec 1 enfant à charge (%)	25-27	33-22	20-31	n.d.
Taux d'activité aux 2 dates (%)	85,8-84,9	74,9-88,0	51,8-85,0	n.d.
Variation (points)	-0,9	13,1	33,2	n.d.
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	76,8-72,6	69,6-78,3	46,2-80,2	n.d.
Variation (points)	-4,2	8,7	34,0	n.d.
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	72,3-66,0	63,2-69,8	36,3-69,8	n.d.
Variation (points)	-6,3	6,6	33,5	n.d.
Femmes avec 2 enfants à charge (%)	35-25	28-40	5-9	n.d.
Taux d'activité aux 2 dates (%)	71,1-72,0	66,9-91,0	47,3-82,0	n.d.
Variation (points)	0,9	24,1	34,7	n.d.
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	62,5-64,1	63,1-85,6	40,0-76,8	n.d.
Variation (points)	1,6	22,5	36,8	n.d.
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	55,4-52,7	54,7-75,7	36,4-61,0	n.d.
Variation (points)	-2,7	21,0	24,6	n.d.
Femmes avec 3 enfants ou plus à charge (%)	17-9	13-21		
Taux d'activité aux 2 dates (%)	34,3-35,3	41,7-74,8	n.d.	n.d.
Variation (points)	1,0	33,1	n.d.	n.d.
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	25,6-30,7	39,8-69,2	n.d.	n.d.
Variation (points)	5,1	29,4	n.d.	n.d.
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	21,5-24,7	30,2-58,1	n.d.	n.d.
Variation (points)	3,2	27,9	n.d.	n.d.

Lecture : Le taux d'activité à 30 ans des femmes les moins diplômées (soit 26 % des femmes nées en 1955 contre 22 % des femmes nées en 1985) a augmenté de 13,2 points de pourcentage entre la génération née en 1955 et celle née en 1985 passant de 52,4 % à 65,6 %.

Notes : Dans ce tableau, les indicateurs sont présentés pour les générations nées en 1925, 1935, 1945, 1955, 1965 et 1975. n.d. : non disponible, quand les effectifs représentent moins de 3 % des effectifs totaux des deux générations.

Champ : Femmes nées entre 1925 et 1989 ayant terminé leurs études initiales et résidant en France métropolitaine.

Sources : Enquêtes Emploi 1982-2002 et enquêtes Emploi en continu 2003-2018, Insee.

TABLEAU 5.2 : Taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes pour des regroupements de 5 générations à différents âges, et tests statistiques de leurs évolutions par rapport au groupe de générations précédent

Génération	Taux d'activité (%)			Taux d'emploi (%)			Taux d'emploi en équivalent temps plein (%)		
	30 ans	40 ans	50 ans	30 ans	40 ans	50 ans	30 ans	40 ans	50 ans
1925-1929	n.o.	n.o.	56,7	n.o.	n.o.	53,7	n.o.	n.o.	45,4
1930-1934	n.o.	59,2	58,7 ***	n.o.	55,1	54,8 *	n.o.	45,7	48,0 ***
1935-1939	n.o.	61,9 *	63,3 ***	n.o.	57,3 *	59,0 ***	n.o.	48,4 *	52,7 ***
1940-1944	61,6	67,3 ***	70,3 ***	56,2	62,7 ***	64,1 ***	44,6	55,6 ***	57,4 ***
1945-1949	66,7***	73,7 ***	76,1 ***	60,9***	67,8 ***	69,8 ***	51,3***	61,0 ***	61,8 ***
1950-1954	69,6***	78,4 ***	79,0 ***	63,2***	70,0 ***	73,9***	56,7***	62,3 **	65,4 ***
1955-1959	73,7***	81,1 ***	82,6 ***	64,3 *	71,9 ***	78,2 ***	58,9***	62,6	68,3 ***
1960-1964	76,9***	83,8 ***	83,4 **	65,6 *	76,5 ***	78,1	58,8	65,4 ***	67,9
1965-1969	78,5 **	83,8	84,5 ***	66,3	78,1 ***	78,8 *	58,6	66,6 **	68,4
1970-1974	80,0 **	85,9***	n.o.	71,0***	79,5***	n.o.	63,7 ***	68,6***	n.o.
1975-1979	81,2 **	85,2	n.o.	73,5 ***	78,6	n.o.	66,4***	69,1	n.o.
1980-1984	81,6	n.o.	n.o.	73,3	n.o.	n.o.	65,8	n.o.	n.o.

Lecture : Le taux d'activité à 30 ans des femmes nées entre 1945 et 1949 est de 66,7 %. Il est significativement supérieur à celui des générations nées entre 1940 et 1944.

Note : n.o. (« non observé ») signifie que les générations ne sont pas observées à ces âges.

Significativité statistique : *** au seuil de 1 % ; ** au seuil de 5 % ; * au seuil de 10 %.

Le test statistique mené correspond à un test unilatéral de Student de supériorité du taux par rapport à celui du groupe de cinq générations précédentes.

Champ : Femmes nées entre 1925 et 1985 ayant terminé leurs études initiales et résidant en France métropolitaine.

Sources : Enquêtes Emploi 1982-2002 et enquêtes Emploi en continu 2003-2018, Insee.

4 Une diminution de l'activité et de l'emploi des hommes entre 30 et 55 ans

Pour les hommes, en dehors des évolutions à l'âge de 59 ans, déjà commentées précédemment, les tendances, mises en lumière par Afssa Essafi et Buffeteau en 2006, se sont prolongées. Les taux d'activité ont continué à légèrement diminuer au fil des générations et les taux d'emploi ont diminué à un rythme encore plus rapide du fait de la montée du chômage. Les taux d'emploi en équivalent temps plein sont restés proches des taux d'emploi (figures 5.1, 5.2, 5.3 et 5.4); les emplois à temps partiel étant nettement moins fréquemment occupés par les hommes que par les femmes. Ainsi, à 40 ans, entre la génération née en 1945 et celle née en 1975, le taux d'activité a diminué de 4,5 points de pourcentage, le taux d'emploi

a diminué plus rapidement, de 8,3 points de pourcentage, en raison de la montée du chômage et le taux d'emploi en équivalent temps plein a baissé de 9,9 points de pourcentage soit une évolution relativement proche de celle du taux d'emploi ce qui montre que l'emploi à temps partiel s'est relativement peu développé pour les hommes (tableau 5.3). Ces évolutions cachent de fortes disparités selon le niveau de diplôme : pour les hommes les moins diplômés, les taux d'activité et d'emploi ont fortement baissé pour les générations récentes (de 10,6 points de pourcentage par exemple à 30 ans entre la génération née en 1955 et celle née en 1985) alors que cette tendance est nettement plus limitée chez les plus diplômés (diminution de 3,9 points de pourcentage au même âge et pour les mêmes générations) (tableau 5.3). Les hommes sans enfant à charge ont aussi été plus touchés par cette tendance que ceux qui en ont.

TABLEAU 5.3 : Évolution des taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des hommes au fil des générations à différents âges

Âge	30 ans	40 ans	50 ans	59 ans
Génération	1955-1985	1945-1975	1935-1965	1925-1955
Dates approximatives d'observation	1985-2015	1985-2015	1985-2015	1984-2014
Ensemble des hommes				
Taux d'activité aux 2 dates (%)	97,2-93,7	97,6-93,1	92,6-90,8	54,7-69,0
Variation (points)	- 3,5	- 4,5	- 1,8	14,3
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	89,7-83,8	92,6-84,3	87,1-85,0	49,6-62,3
Variation (points)	- 5,9	- 8,3	- 2,1	12,7
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	89,3-82,2	92,2-82,3	86,9-83,6	49,2-59,2
Variation (points)	- 7,1	- 9,9	- 3,3	10,0
Hommes les moins diplômés (%)				
Taux d'activité aux 2 dates (%)	25-28	24-28	24-26	26-22
Taux d'activité aux 2 dates (%)	95,9-87,6	94,6-87,3	88,2-85,0	54,0-59,4
Variation (points)	- 8,3	- 7,3	- 3,2	5,4
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	83,4-72,8	87,8-70,3	81,0-77,7	49,6-50,9
Variation (points)	- 10,6	- 17,5	- 3,3	1,3
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	82,8-71,2	87,8-68,6	80,4-76,1	49,6-47,8
Variation (points)	- 11,6	- 19,2	- 4,3	1,8
Hommes les plus diplômés (%)				
Taux d'activité aux 2 dates (%)	23-24	26-24	27-25	28-25
Taux d'activité aux 2 dates (%)	98,4-96,3	100,0-97,3	95,6-95,1	58,5-84,3
Variation (points)	- 2,1	- 2,7	- 0,5	25,8
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	94,2-90,3	97,7-94,7	93,2-89,8	53,7-76,9
Variation (points)	- 3,9	- 3,0	- 3,4	23,2
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	93,3-89,1	97,2-92,7	93,0-88,3	53,2-72,5
Variation (points)	- 4,2	- 4,5	- 4,7	19,3

LES ÉVOLUTIONS DE L'ACTIVITÉ ET DE L'EMPLOI EN FRANCE AU FIL DES GÉNÉRATIONS

Âge	30 ans	40 ans	50 ans	59 ans
Hommes sans enfant à charge (%)	36-60	23-25	66-51	
Taux d'activité aux 2 dates (%)	94,3-92,6	95,5-86,8	91,0-88,9	n.d.
Variation (points)	- 1,7	- 8,7	- 2,1	
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	84,9-82,7	85,8-74,3	84,7-81,7	n.d.
Variation (points)	- 2,2	- 11,5	- 3,0	
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	84,5-80,8	84,6-72,8	84,4-80,2	n.d.
Variation (points)	- 3,7	- 11,8	- 4,2	
Hommes avec 1 enfant à charge (%)	27-22	24-15	21-28	
Taux d'activité aux 2 dates (%)	99,0-96,8	97,7-94,2	97,1-91,7	n.d.
Variation (points)	- 2,2	- 3,5	- 5,4	
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	91,9-87,3	94,5-84,6	93,7-87,3	n.d.
Variation (points)	- 4,6	- 9,9	- 6,4	
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	91,4-85,9	94,4-81,9	93,7-86,1	n.d.
Variation (points)	- 5,5	- 12,5	- 7,6	
Hommes avec 2 enfants à charge (%)	26-13	34-39	8-16	
Taux d'activité aux 2 dates (%)	98,5-95,5	99,1-96,3	93,3-95,3	n.d.
Variation (points)	- 3,0	- 2,8	2,0	
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	94,4-86,4	95,6-91,0	92,2-91,5	n.d.
Variation (points)	- 8,0	- 4,6	- 0,7	
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	93,8-85,4	95,4-89,6	92,2-89,7	n.d.
Variation (points)	- 8,4	- 5,8	- 2,5	
Hommes avec 3 enfants ou plus à charge (%)	11-5	19-21	4-5	
Taux d'activité aux 2 dates (%)	99,3-88,9	97,3-94,3	94,9-90,9	n.d.
Variation (points)	- 10,4	- 3,0	- 4,0	
Taux d'emploi aux 2 dates (%)	88,8-74,0	92,7-83,3	81,5-85,2	n.d.
Variation (points)	- 14,8	- 9,4	3,7	
Taux d'emploi en équivalent temps plein aux 2 dates (%)	88,8-73,5	92,4-80,6	81,5-85,0	n.d.
Variation (points)	- 15,3	- 11,8	3,5	
<p>Lecture : Le taux d'activité à 30 ans des hommes les moins diplômés (soit 26 % des hommes nées entre 1955 et 1985) a diminué de 8,3 points de pourcentage entre la génération née en 1955 et celle née en 1985 passant de 95,9 % à 87,6 %.</p> <p>Notes : Dans ce tableau, les indicateurs sont présentés pour les générations nées en 1925, 1935, 1945, 1955, 1965 et 1975.</p> <p>n.d. : Non disponible, quand les effectifs représentent moins de 3 % des effectifs totaux des deux générations.</p> <p>Champ : Femmes nées entre 1925 et 1989 ayant terminé leurs études initiales et résidant en France métropolitaine.</p> <p>Sources : Enquêtes Emploi 1982-2002 et Enquêtes Emploi en continu 2003-2018, Insee.</p>				

5 Un rattrapage qui s'essouffle

Les écarts de taux d'activité et de taux d'emploi entre les femmes et les hommes n'ont donc cessé de se réduire au fil des générations (tableau 5.4 et figures 5.1 à 5.4). Néanmoins, le processus de rattrapage qui a été très rapide pour les générations nées entre 1925 et 1955 ralentit très nettement pour les générations nées après 1965. Alors qu'il était pour les générations nées avant 1970 essentiellement la conséquence de l'augmentation des indicateurs chez les femmes, il est désormais intégralement dû à leur diminution chez les hommes.

TABLEAU 5.4 : Différence entre hommes et femmes des taux d'activité, d'emploi et d'emploi en équivalent temps plein au fil des générations pour différents âges (en point de pourcentage)

	1925	1935	1945	1955	1965	1975	1985
Différence des taux d'activité							
30 ans	n.d.	n.d.	35,3	24,6	17,2	16,6	14,6
40 ans	n.d.	40,3	28,2	16,8	15,0	6,9	n.d.
50 ans	39,8	31,2	18,0	9,0	6,2	n.d.	n.d.
59 ans	24,8	13,6	4,8	6,1	n.d.	n.d.	n.d.
Différence des taux d'emploi							
30 ans	n.d.	n.d.	36,9	26,1	19,2	17,4	14,0
40 ans	n.d.	42,8	27,9	18,9	16,1	4,8	n.d.
50 ans	40,7	30,2	16,4	8,9	5,5	n.d.	n.d.
59 ans	21,7	13,4	4,4	3,5	n.d.	n.d.	n.d.
Différence des taux d'emploi en équivalent temps plein							
30 ans	n.d.	n.d.	40,3	30,5	25,6	24,2	19,7
40 ans	n.d.	45,3	34,9	25,5	25,2	12,2	n.d.
50 ans	43,4	36,3	24,0	16,7	14,4	n.d.	n.d.
59 ans	24,4	17,5	8,1	9,6	n.d.	n.d.	n.d.
<p>Lecture : À 30 ans, l'écart entre le taux d'activité des hommes et celui des femmes est de 35,3 points de pourcentage pour la génération née en 1945.</p> <p>Note : n.d. signifie que l'information n'est pas disponible dans les sources.</p> <p>Champ : Personnes nées entre 1925 et 1985 ayant terminé leurs études initiales et résidant en France métropolitaine</p> <p>Sources : Enquêtes Emploi 1975-2002 et Enquêtes Emploi en continu 2003-2018, Insee.</p>							

6 Conclusion

La progression des taux d'activité féminins au fil des générations est un fait stylisé déjà bien documenté dans la littérature existante. Cette participation, soutenue par l'évolution des comportements des femmes ayant au moins deux enfants à charge, a surtout pris la forme d'emplois à temps plein pour les femmes les plus diplômées et d'emplois à temps

partiel pour les femmes les moins diplômées. Néanmoins, les données les plus récentes de l'enquête *Emploi* font apparaître un essoufflement de cette tendance pour les générations nées après 1975. À l'inverse, les taux d'activité masculins ont poursuivi leur évolution tendancielle à la baisse, légère mais régulière, au fil des générations du fait d'une moindre participation au marché du travail des hommes les moins diplômés et des hommes sans enfant. Ces analyses en longue période sont révélatrices des tendances à l'œuvre dans la société et dans l'économie française. Néanmoins elles n'en demeurent pas moins assez peu précises et parfois frustrées du fait notamment des différentes évolutions de l'enquête *Emploi* de l'Insee, évolutions toujours conduites dans un souci de mieux appréhender le marché du travail et de s'adapter à ses mutations mais qui sont susceptibles d'engendrer des ruptures de séries. Le seuil d'âge retenu pour définir les enfants est ainsi de 18 ans car les enquêtes antérieures à 1990 ne recensaient pas les enfants du ménage âgés de plus de 18 ans, de même qu'elles ne recensaient pas nécessairement les enfants de la personne interrogée (lorsque ces derniers résidaient dans un autre ménage). L'approche en équivalent temps plein n'est pas possible avant 1982 car la question permettant d'identifier la quotité de travail de la personne interrogée a été reformulée, induisant une importante rupture de série. Si les tendances mises en lumière dans cette contribution s'inscrivent sur le temps long, une piste d'exploration pour mieux éclairer ces phénomènes serait d'étudier à court-moyen terme les effets des chocs comme ceux de la crise économique de 2008 ou de la crise sanitaire de 2020 sur la participation au marché du travail des femmes et des hommes des différentes générations.

Chapitre 6

La sortie du marché du travail des personnes en couple et de leur conjoint¹

Résumé du chapitre

La question de la sortie du marché du travail est centrale en économie pour comprendre les dynamiques de la population active. Elle est incontournable pour le législateur qui cherche depuis les années 1990 à repousser l'âge de la retraite par diverses mesures (décalage de l'âge légal d'ouverture des droits, augmentation de la durée d'assurance requise pour une pension à taux plein, extinction des dispositifs de cessation précoce d'activité, etc.). Or, cette sortie intervient à un moment où la plupart des individus vivent en couple et où la situation du conjoint joue nécessairement un rôle. Ce chapitre cherche à documenter, de manière exploratoire, la sortie du marché du travail au sein des couples. L'enquête *Emploi* de l'Insee, qui interroge un échantillon d'individus et leurs conjoints, permet de dresser un panorama de la situation des couples aux âges qui correspondent à la sortie du marché du travail. Sa profondeur historique renseigne également sur la dynamique en longue période de ces situations, tenant ainsi compte de la progression de l'activité féminine au fil des générations. Les données de l'*Échantillon démographique permanent* (EDP) de l'Insee, enrichies depuis peu par les données fiscales, assurent par ailleurs un suivi longitudinal des couples sur la période de 9 ans allant de 2010 à 2018 (contre 18 mois dans l'enquête *Emploi*). Ces données rendent possible la construction de « parcours types » de sortie du marché du travail au sein des couples en mobilisant une méthode d'appariement optimal. Neuf parcours se dégagent pour les hommes nés en 1952 contre huit pour les femmes nées cette même année. Ils aident à mieux comprendre les situations des individus en couple au moment de la fin de la vie active.

¹A paraître dans la revue *Retraite et Société* en collaboration avec Hicham Abbas.

Sommaire du chapitre

1	Introduction	245
2	Une description de la situation des personnes en couple et de leur conjoint au moment de la sortie de la vie active	249
2.1	Source, champ, concepts et méthode	249
2.2	Les situations observées les plus récentes : les personnes nées en 1950 et leurs conjoints	252
2.3	Évolution des sorties du marché du travail au fil des générations	257
3	Construction de parcours types pour la sortie du marché du travail dans les couples	263
3.1	Source, champ, concept et méthode	263
3.2	Neuf parcours types de sortie de l'emploi pour les hommes	271
3.3	Huit parcours type de sortie de l'emploi pour les femmes	279
4	Conclusion	285
	Annexes	287
6.A	Caractéristiques sociodémographiques des hommes des 9 classes	287
6.B	Caractéristiques sociodémographiques des femmes des 8 classes	288
6.C	Sensibilité de l'analyse au seuil de revenus d'activité retenu pour déterminer l'emploi	292

1 Introduction

En France, en 2011, 78,9 % des hommes et 68,5 % des femmes âgés de 55 à 64 ans vivent en couple et cohabitent, que celui-ci prenne la forme d'un mariage, d'un Pacs ou d'une union libre (Bodier *et al.*, 2015). Parallèlement, en 2019, 84,6 % des personnes âgées de 65 ans et plus vivant en France ont déjà liquidé au moins un premier droit à retraite (Arnaud, 2021) et à peine 3 % des personnes de la cohorte née en 1942 occupent encore un emploi à 65 ans (Salembier, 2015). Le choix de sortir du marché du travail se construit donc à un âge auquel l'essentiel des individus vit en couple. Environ 21 % des personnes ayant liquidé leurs droits à retraite entre juillet 2015 et juin 2016 déclarent par ailleurs que le choix de leur conjoint de partir à la retraite a joué dans leur propre décision de partir à la retraite² (Arnaud, 2021). De ce constat émerge le besoin de documenter les choix et les situations d'activité des deux conjoints sur la période au cours de laquelle les couples sont confrontés à la problématique de la sortie du marché du travail.

Mieux comprendre comment s'élaborent les choix sur le marché du travail en fin de vie active est primordial pour le législateur, notamment afin de mieux appréhender les effets potentiels de certaines politiques de l'emploi ou de politiques publiques (passées et à venir) dans le domaine des retraites. Certaines évolutions réglementaires du système de retraite (par exemple le recul de l'âge légal d'ouverture des droits ou l'augmentation de la durée d'assurance requise pour le taux plein) peuvent affecter à la fois les personnes ciblées (celles qui liquident leurs droits à pension à un âge antérieur au nouvel âge légal d'ouverture des droits dans l'hypothèse où celui-ci serait reculé) et, par ricochet leur conjoint lorsque celui-ci ajuste la date de sa sortie du marché du travail en conséquence. La plupart des modèles utilisés pour conduire des exercices de projection analysent la sortie du marché du travail et la liquidation des droits à retraite comme un choix individuel ne tenant pas compte de la présence d'un éventuel conjoint et de la situation de celui-ci sur le marché du travail (activité, emploi, retraite, etc.). Or cette hypothèse paraît beaucoup trop restrictive.

Étudier les comportements des couples sur le marché du travail n'est pas seulement intéressant pour le législateur. Cela nourrit également la connaissance académique au sujet des préférences et des choix au sein des couples. Ceux-ci pouvant être distribués différemment selon le sexe ou les caractéristiques sociodémographiques. L'une des questions sous-jacentes est de mieux comprendre si les individus évaluent différemment le temps de loisir dégagé par la sortie de l'emploi selon que ce temps de loisir soit ou non partagé avec le conjoint.

Éclairer les comportements sur le marché du travail des couples dont les conjoints ar-

²L'Enquête sur les motivations de départ à la retraite de la Drees à partir de laquelle est calculé ce chiffre ne porte pas sur l'ensemble des nouveaux retraités, mais uniquement sur un échantillon de nouveaux retraités des principaux régimes de retraite.

rivent à la fin de leur vie active est donc un enjeu pour la littérature académique. Cette question de recherche n'en est pas moins difficile à traiter en pratique car elle implique, idéalement, de disposer de données longitudinales pour les deux membres du couple. Une très large littérature internationale a déjà mobilisé ce genre de sources statistiques montrant en règle générale que les caractéristiques du conjoint (situation d'activité, revenus du travail, santé) jouent un rôle clef dans les choix d'activité de la fin de la vie active. Sur données américaines, [Hurd \(1990\)](#), à partir d'une source qui recense un échantillon de bénéficiaires de prestations sociales sur une période de un an (la *New Beneficiary Survey*), s'intéresse à la sous-population des couples mariés dont au moins un des conjoints bénéficie d'une pension de retraite. Il montre que les deux conjoints liquident très souvent simultanément leurs droits à retraite. [Gustman et Steinmeier \(2000\)](#) parviennent à des résultats équivalents en mobilisant des données individuelles de panel (la *National Longitudinal Survey of Mature Women*). Ils font l'hypothèse que les conjoints partagent le plus souvent des préférences proches en termes d'arbitrage entre travail et loisirs (valoriser une carrière la plus longue possible pour maximiser leurs ressources financières, ou au contraire une retraite la plus longue possible pour maximiser le temps de loisir) afin d'expliquer pourquoi les départs à la retraite sont aussi rapprochés au sein des couples. Certains auteurs avancent d'autres explications possibles comme la volonté de partager du temps libre avec son conjoint ([Stancanelli et Van Soest, 2012](#); [Casanova, 2010](#); [Moreau et Stancanelli, 2021](#)). En s'appuyant sur les données de l'enquête *Emploi du temps* 1998-1999 de l'Insee [Stancanelli et Van Soest \(2012\)](#) concluent que le départ à la retraite de la conjointe se traduit par davantage de temps de loisir commun au sein du couple par rapport à une situation contrefactuelle où celle-ci occuperait un emploi (ce n'est pas le cas du départ à la retraite du conjoint). En mobilisant les données de l'enquête américaine RHS (*Retirement History Survey*) qui suit sur une période de 10 années (1969-1979) des personnes proches de la retraite en 1969, [An et al. \(2004\)](#) conduisent des estimations de modèles de survie ; lesquelles font ressortir que les probabilités de liquider des droits à retraite dépendent étroitement des revenus d'activité et de la santé du conjoint (ces derniers jouant différemment selon le sexe de celui-ci). D'autres travaux à partir de différents panels (comme la *Health and Retirement Survey* qui suit à une périodicité biennale un échantillon représentatif de résidents américains nés entre 1931 et 1941, les registres administratifs scandinaves, les données fiscales belges, etc.) mettent en évidence un effet de la réglementation du système de retraite *via* le conjoint : quand celui-ci devient éligible à une pension de retraite, la probabilité que l'autre conjoint liquide ses droits augmente ([Michaud, 2003](#); [Kruse, 2020](#); [Desmet et Lozachmeur, 2003](#)). Une étude basée sur le recensement suisse suggère que cet effet est surtout valable pour la conjointe lorsque le conjoint devient éligible au versement d'une pension de retraite ([Lalive et Parotta, 2016](#)). Enfin, à partir des données du *German Socio-Economic Panel* (GSOEP) [Blau \(1998\)](#) montrent

que la probabilité de sortir du marché du travail est d'autant plus forte que le conjoint est déjà sorti de celui-ci. Symétriquement la probabilité de retrouver un emploi s'accroît lorsque le conjoint occupe lui-même un emploi.

Ces différents résultats sont rarement extrapolables d'un pays à un autre et même d'une période historique à une autre tant ils sont étroitement liés à l'architecture institutionnelle et réglementaire des marchés du travail et des systèmes de retraite. Dans le cas de la France, à la fois le marché du travail et le système de retraite présentent de fortes singularités lorsqu'ils font l'objet de comparaisons internationales (forte rigidité des contrats de travail, croissante avec l'ancienneté du salarié, importance de l'emploi public, poids des dépenses publiques de retraite dans le PIB, âge particulièrement bas des départs à la retraite, etc.) ce qui justifie d'y conduire des analyses spécifiques. Elles ont néanmoins été, jusqu'à un passé récent, très peu nombreuses, probablement en raison du manque de sources statistiques appropriées. Les rares données de panels disponibles ont longtemps présenté des lacunes importantes. L'enquête *Emploi* de l'Insee ne suit les ménages interrogés que sur une période réduite (3 ans avant 2003 puis 18 mois après la refonte de 2003). Le dispositif *Statistiques sur les ressources et conditions de vie* (SRCV) de l'Insee qui suit des ménages sur une période de 9 ans est pénalisé par une forte attrition (particulièrement problématique car potentiellement très corrélée à des choix sur le marché du travail) et a connu plusieurs refontes importantes engendrant des ruptures de séries. L'*Échantillon démographique permanent* (EDP) de l'Insee, panel d'individus échantillonnés sur la base de leur date de naissance, ne comportait jusqu'à récemment qu'une information fragmentée sur la situation sur le marché du travail recueillie uniquement à l'occasion des Recensements de la population de l'Insee lesquels ont longtemps été menés à une périodicité irrégulière. Enfin, les échantillons interrégimes de retraités et de cotisants de la Drees (respectivement EIR et EIC, deux sources présentées en détails respectivement dans **les chapitres 3 et 4**) apportent des informations très riches sur les parcours d'activité des personnes (notamment la validation et la liquidation des droits à retraite) mais pas sur ceux de leur éventuel conjoint.

La première étude française menée sur le sujet s'appuie sur le panel de l'enquête *Emploi* de l'Insee sur la période 1991-1997 (Sédillot et Walraet, 2003). Elle conclut à une interdépendance des choix des conjoints : ces derniers essaient de cesser leur activité professionnelle à des dates proches. Les estimations économétriques montrent que la sensibilité à la situation d'activité du conjoint est plus prononcée pour les femmes que pour les hommes. D'autres travaux, plus récents, mais mobilisant la même source sont venus confirmer ce résultat. Stancanelli (2016) montre que la réforme des retraites de 1993 (qui consiste en une augmentation de la durée d'assurance requise pour le bénéfice d'une pension de retraite à taux plein pour les salariés du secteur privé) a un effet sur la probabilité de partir à la retraite à la fois pour les assurés concernés mais aussi pour leur conjoint. Fontaine (2021) suggère

de son côté, à l'aide d'une variable instrumentale, que les hommes en couple valorisent davantage leur temps libre quand ils peuvent passer celui-ci avec leur conjointe. En effet, ces derniers tendent à retarder leur sortie du marché du travail lorsque leur conjointe occupe encore un emploi. Cette contribution s'inscrit dans la continuité des travaux précédents en mobilisant la même source de données.

Depuis quelques années de nouvelles sources de données longitudinales plus riches et plus adaptées pour traiter cette problématique de recherche ont vu le jour. C'est notamment le cas du dispositif européen SHARE (*Survey on Health, Ageing, and Retirement in Europe*) qui interroge tous les 2 ans depuis 2004, un échantillon de ménages européens dont au moins l'un des conjoints a plus de 50 ans sur leurs caractéristiques sociodémographiques et leur santé. Une étude basée sur cette source met d'ailleurs en lumière des comportements de sortie du marché du travail très différents entre les couples français, danois et suédois ; reflétant les disparités institutionnelles des marchés du travail et des systèmes de retraite entre ces pays (Legendre *et al.*, 2018). L'enquête SHARE souffre néanmoins d'une taille d'échantillon relativement limitée (moins de 1 000 couples français sont traités dans les travaux mentionnés). Plus récemment, l'EDP de l'Insee a fait l'objet de nombreux enrichissements successifs. Des informations concernant l'emploi salarié (contrats de travail, employeur, salaires, etc.) (depuis 1967) et les données socio-fiscales (depuis 2010) y sont désormais disponibles faisant de l'EDP une source de choix, encore peu exploitée, pour étudier les parcours des couples au moment de la fin de la vie active (Abbas, 2020).

Si la littérature internationale et française sur le sujet est dense, la plupart des études adoptent une perspective explicative dont l'objectif est d'identifier les principaux déterminants de la sortie du marché du travail. Rares sont les travaux qui cherchent à dégager et à décrire des « parcours types » de couples au moment de la fin de la vie professionnelle des conjoints. Or, l'analyse statistique a connu des évolutions récentes dans le domaine de l'étude des « trajectoires » (Robette, 2011a). Plus précisément, des méthodes statistiques nouvelles, rassemblées sous le nom de méthodes « d'analyse de séquences » ont fait l'objet d'applications à des problématiques en rapport avec les carrières professionnelles (Robette et Thibault, 2008).

Cette étude se fixe deux objectifs. D'abord donner des éléments descriptifs relatifs au processus de sortie du marché du travail au sein des couples et à son évolution au fil des générations. Ensuite, construire une typologie de parcours de sortie du marché du travail en ayant recours aux méthodes d'analyse de séquences et décrire le plus finement possible les sous-populations qui présentent des parcours comparables. Par rapport à la littérature existante, cette contribution se singularise sur trois plans. Au niveau de l'approche, elle mobilise une perspective générationnelle, mettant en lumière l'évolution des comportements au fil des générations grâce à la profondeur historique de l'enquête *Emploi* de l'Insee (1975-

2020). Au niveau des sources mobilisées, elle bénéficie d'un recul temporel suffisant (période 2010-2018) pour tirer profit de l'enrichissement de l'EDP de l'Insee par des données socio-fiscales. Enfin, au niveau méthodologique, elle adopte une nouvelle approche descriptive visant à construire des parcours types.

La première partie du chapitre s'attache à décrire la situation des personnes en couple au moment de la sortie de la vie active. Elle mobilise pour cela les données de l'enquête *Emploi* de l'Insee. La seconde partie cherche à identifier des parcours types de sortie du marché du travail dans les couples en utilisant les données longitudinales de l'EDP de l'Insee.

2 Une description de la situation des personnes en couple et de leur conjoint au moment de la sortie de la vie active

2.1 Source, champ, concepts et méthode

L'enquête *Emploi* de l'Insee est la source de référence de la statistique publique pour décrire la situation des individus sur le marché du travail en France (encadré 1). De par son ancienneté (la première édition date de 1968), elle offre une profondeur historique rare (il s'agit de l'une des premières enquêtes de la statistique publique) qui éclaire l'évolution du marché du travail en longue période. Ces deux éléments en font une source incontournable pour documenter la sortie du marché du travail au sein des couples. Afin de décrire à la fois la situation des couples des dernières générations concernées par la sortie du marché du travail (les couples nés dans les années 1950) mais aussi celle des générations passées, l'enquête *Emploi* est mobilisée dans cette étude sur une période longue de 45 ans (1975-2020).

Les personnes interrogées sont partitionnées en deux sous-populations selon leur situation sur le marché du travail :

- la population en emploi au sens du Bureau International du Travail (BIT) (elles ont travaillé au moins une heure durant la semaine de référence de l'enquête)
- la population hors de l'emploi. Il peut s'agir à la fois de personnes qui bénéficient d'une pension de retraite ou de préretraite sans occuper d'emploi mais aussi de personnes au chômage au sens du BIT, dans le halo autour du chômage³, ou en inactivité. Ces situations sont ici agrégées pour la lisibilité de l'analyse. Les enquêtes postérieures à 1990 identifient les personnes à la retraite même si la question permettant de

³Selon la définition de l'Insee, le halo autour du chômage est composé de personnes inactives au sens du BIT, mais proches du marché du travail. Il s'agit des personnes sans emploi qui recherchent un emploi mais qui ne sont pas disponibles dans les deux semaines pour travailler et des personnes sans emploi qui souhaitent travailler mais qui n'ont pas effectué de démarche active de recherche d'emploi dans le mois précédent, qu'elles soient disponibles ou non.

connaître cette information a évolué dans le temps (voir encadré 1). Il est donc possible pour ces années de distinguer les personnes à la retraite des autres situations où la personne n'occupe pas d'emploi.

L'étude se focalise sur les personnes âgées de 55 et 70 ans, vivant en couple cohabitants⁴ avec un conjoint de sexe différent⁵. Le seuil de 55 ans a été retenu car il correspond à l'âge à partir duquel le taux d'emploi commence à diminuer en France (Givord, 2002). Symétriquement le seuil de 70 ans correspond à l'âge à partir duquel la quasi-totalité des individus d'une génération a liquidé ses droits à retraite (Arnaud, 2021). L'extension très récente de l'enquête *Emploi* aux départements d'outre-mer (depuis 2014) ne permet pas de suivre sur une période suffisamment longue les couples d'ultra-marins. C'est pourquoi le champ géographique se limite à la France métropolitaine. Au total, l'échantillon comporte près de 1,2 million d'observations individuelles, certains individus étant observés à plusieurs dates différentes (les logements échantillonnés sont enquêtés six trimestres consécutifs depuis l'édition 2003 de l'enquête *Emploi*, voir encadré 1). Les résultats présentés sont pondérés par le jeu de pondérations fourni par l'enquête pour les ménages.

Les personnes en couple sont réparties en différentes sous-populations en croisant leur propre situation sur le marché du travail et celle de leur conjoint. Les résultats présentés dans les sections qui suivent indiquent la ventilation des personnes à différents âges entre ces différentes sous-populations. Plusieurs travaux ont déjà montré que les choix du conjoint ont une influence potentiellement différente pour les hommes et pour les femmes. L'analyse est donc conduite de manière distincte pour les deux sexes.

⁴Pour les couples non cohabitants, l'enquête *Emploi* ne fournit pas d'information concernant la situation du conjoint sur le marché du travail. Environ 5 % des personnes âgées de 60 ans et en couple sont en couple décohabitant. Cette proportion est un peu plus élevée pour les hommes que pour les femmes (Régnier-Loilier, 2019).

⁵Pour les couples de même sexe la question de la sortie du marché du travail se pose différemment en raison de la division sexuée du travail dans les couples de sexe différent.

Encadré 1 : Les enquêtes *Emploi* de l'Insee sur la période 1975-2020

Les enquêtes *Emploi* de l'Insee ont déjà été décrites de manière succincte dans l'introduction de la troisième partie. C'est pourquoi, cet encadré se concentre sur les seuls aspects propres à ce chapitre.

La série des enquêtes *Emploi* mobilisée pour cette étude couvre la période 1975-2020. Les enquêtes antérieures à 1975 n'ont pas été retenues car une importante refonte a eu lieu à l'occasion du millésime 1975 engendrant des ruptures de séries importantes. Les enquêtes antérieures à 1990 (correspondant donc à la période 1968-1990) identifient les personnes en emploi et les personnes hors de l'emploi au sens du BIT. En revanche, l'information nécessaire pour identifier les personnes bénéficiant d'une pension de retraite (ou d'invalidité) n'y est pas disponible. La question qui permet d'identifier ces personnes a été introduite à l'occasion du millésime 1990. Selon les besoins, l'analyse sera donc menée parfois sur la période 1975-2020 et d'autres fois sur la période 1990-2020 (lorsque l'information concernant le bénéfice d'une pension de retraite sera nécessaire). Introduite en 1990, la question permettant d'identifier les personnes bénéficiant d'une pension de retraite a été régulièrement modifiée par la suite, engendrant de possibles ruptures de séries. De 1990 à 2002, la personne interrogée choisissait spontanément une modalité au sein d'une liste parmi lesquelles figurent « retraité ou pré-retraité » et « retiré des affaires ». En 2003, la question habituelle n'a pas été posée.

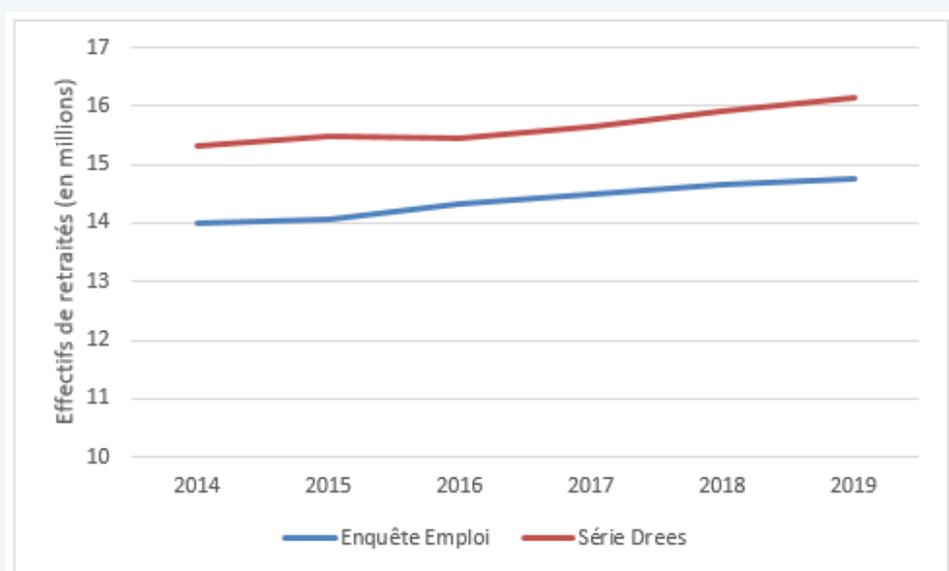
Entre 2004 et 2012, une question demandait explicitement à la personne interrogée (quand celle-ci était âgée de plus de 50 ans) si elle était à la retraite ou en pré-retraite. Enfin, depuis 2013 la question a été reformulée et consiste à demander à la personne interrogée si elle perçoit une pension de retraite ou de pré-retraite (avec une ambiguïté car il peut s'agir d'une pension de réversion dont la personne interrogée bénéficie à la suite du décès d'un ancien conjoint)^a. Certaines personnes (par exemple des femmes inactives) pouvaient donc se déclarer auparavant « à la retraite » alors qu'elles ne touchaient pas nécessairement de pension de retraite. Une question portant sur l'activité professionnelle antérieure permet de reclasser en inactivité les personnes qui se déclaraient avant 2013 « à la retraite » alors qu'elles n'ont quasiment pas eu d'activité professionnelle.

^aPar ailleurs la question n'est plus posée qu'à la première et à la dernière interrogation. De plus elle n'est désormais posée qu'aux personnes âgées de plus de 53 ans.

Encadré 1 (suite) : Les enquêtes *Emploi* de l'Insee sur la période 1975-2020

En pratique, les ruptures de séries sont limitées et les effectifs de retraités obtenus à partir de l'enquête *Emploi* sont cohérents avec les séries publiées par la Drees. Les effectifs de retraités par âge et par génération sont aussi très proches de ceux calculés par la Drees (figure 6.1). La différence entre les deux séries (de l'ordre de 1 million de retraités) s'explique en grande partie par les personnes ne résidant pas en logement ordinaire, notamment les 730 000 résidents des Ehpad (Balavoine, 2022), lesquelles ne figurent pas dans le champ de l'enquête *Emploi*. Elle peut aussi s'expliquer par le caractère déclaratif des informations recueillies dans l'enquête *Emploi*, par nature moins fiable que la donnée administrative.

FIGURE 6.1 : Comparaison des effectifs de retraités (en millions) issus de l'enquête *Emploi* de l'Insee et des séries publiées par la Drees



CHAMP : Retraités ayant perçu une pension de droit direct ou de droit dérivé, résidant en France, vivants au 31 décembre de l'année.

SOURCE : Enquêtes *Emploi* 2014-2019, Insee et EIR et modèle ANCETRE, Drees

2.2 Les situations observées les plus récentes : les personnes nées en 1950 et leurs conjoints

La cohorte née en 1950 est la plus jeune à être observée jusqu'à l'âge de 70 ans dans les données de la série des enquêtes *Emploi*. Elle permet donc de documenter les comportements les plus récents sur le marché du travail. C'est pourquoi cette section se concentre sur les personnes nées cette année. Ces individus comptent près de 70 000 observations individuelles dans la série des enquêtes *Emploi*.

À 55 ans, 53 % des hommes vivant en couple cohabitant font partie d'un couple dont

les deux conjoints sont en emploi (voir figure 6.2). 20 % occupent un emploi mais sont en couple avec une conjointe en dehors de l'emploi mais non retraitée. Les 27 % restant sont dans d'autres situations.

Pour les femmes en couple, toujours à 55 ans, les situations sont beaucoup plus diversifiées (voir figure 6.3). 38 % font partie d'un couple dont les deux conjoints sont en emploi, 15 % occupent un emploi mais sont en couple avec un homme retraité et symétriquement, 17 % sont en dehors de l'emploi mais non retraitées en couple avec un conjoint qui occupe un emploi. Les 30 % restants sont dans d'autres situations. Ces différences entre les hommes et les femmes s'expliquent par la proportion plus importante de femme en inactivité, mais aussi par l'écart d'âge moyen entre les conjoints, les hommes en couple ayant en moyenne deux ans et demi de plus que leur conjointe (Daguet, 2016).

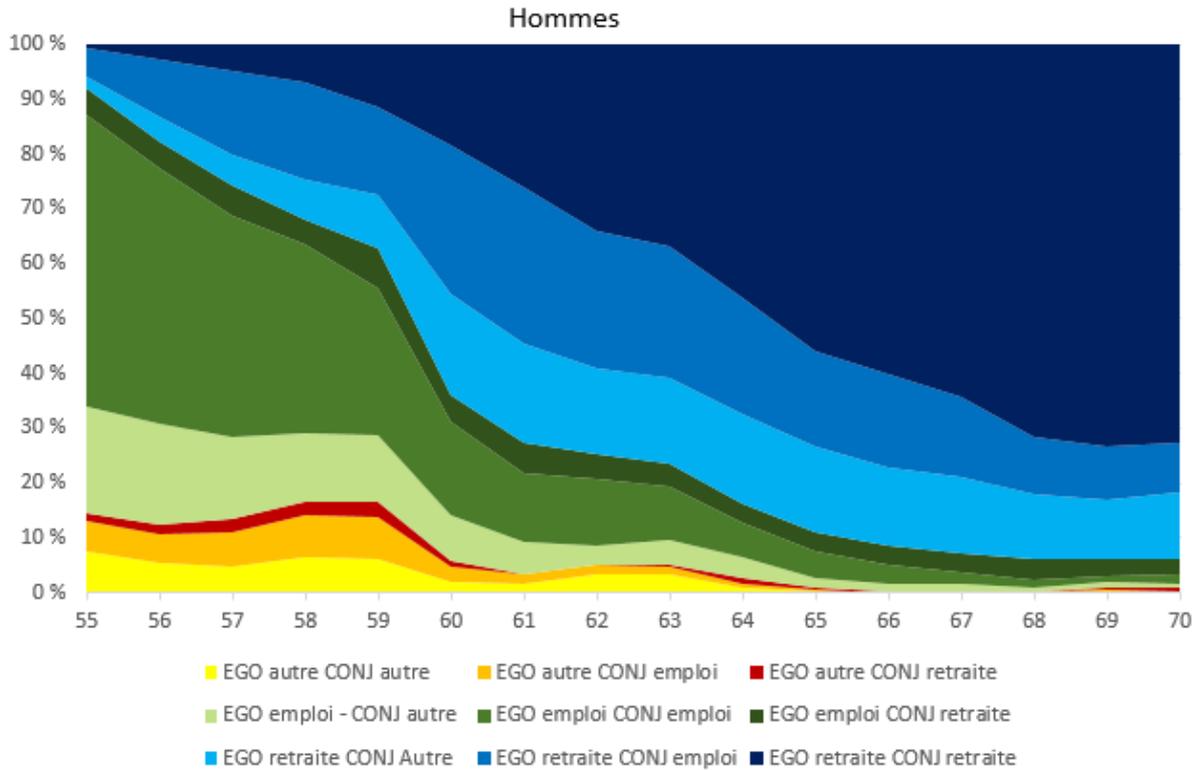
Au fil des âges la proportion des personnes vivant dans un couple dont les deux conjoints sont à la retraite augmente progressivement pour atteindre, à 70 ans, respectivement 73 % chez les hommes et 89 % chez les femmes. Néanmoins cette transition ne se fait pas de manière totalement identique chez les hommes et chez les femmes. En particulier, pour les hommes la situation « personne interrogée à la retraite mais conjoint en emploi » devient au fil des âges beaucoup plus fréquente que chez les femmes. Elle concerne à 60 ans 27 % des hommes, contre seulement 11 % des femmes. Il s'agit essentiellement d'hommes ayant liquidé leurs droits à retraite, en couple avec une femme plus jeune qui n'a pas encore atteint l'âge d'ouverture des droits à retraite ou du taux plein.

À 60 ans, âge qui correspond à l'âge légal d'ouverture des droits à retraite pour la cohorte née en 1950, la situation la plus fréquente pour les hommes en couple est d'être à la retraite mais de vivre avec une conjointe encore en emploi (27 %). 18 % sont retraités mais vivent avec une femme absente du marché du travail mais non retraitée tandis que 18 % également vivent dans un couple dont les deux conjoints sont retraités. Chez les femmes en couple à 60 ans, à l'inverse, cette situation (être retraitée avec un conjoint retraité) est très nettement dominante (41 %). 15 % des femmes occupent un emploi mais vivent avec un conjoint retraité et 15 % sont absentes du marché du travail mais non retraitées et vivent avec un conjoint à la retraite. De manière générale, à 60 ans une proportion plus importante d'hommes que de femmes vivant en couple sont à la retraite : cela concerne 64 % des hommes contre 55 % des femmes.

À 70 ans, âge à partir duquel la plupart des personnes ont quitté le marché du travail, une part importante des hommes en couple ne sont pas dans une situation où les deux conjoints sont à la retraite. 10 % sont retraités mais vivent avec une conjointe encore en emploi, et 12 % sont retraités mais vivent avec une conjointe qui n'occupe pas d'emploi mais qui n'est pas à la retraite. Chez les femmes en couple à 70 ans, la situation où les deux conjoints sont à la retraite domine nettement (89 %). 5 % seulement sont retraitées mais vivent avec un conjoint

encore en emploi.

FIGURE 6.2 : Situation sur le marché du travail des hommes en couple nés en 1950 et de leurs conjointes en fonction de l'âge

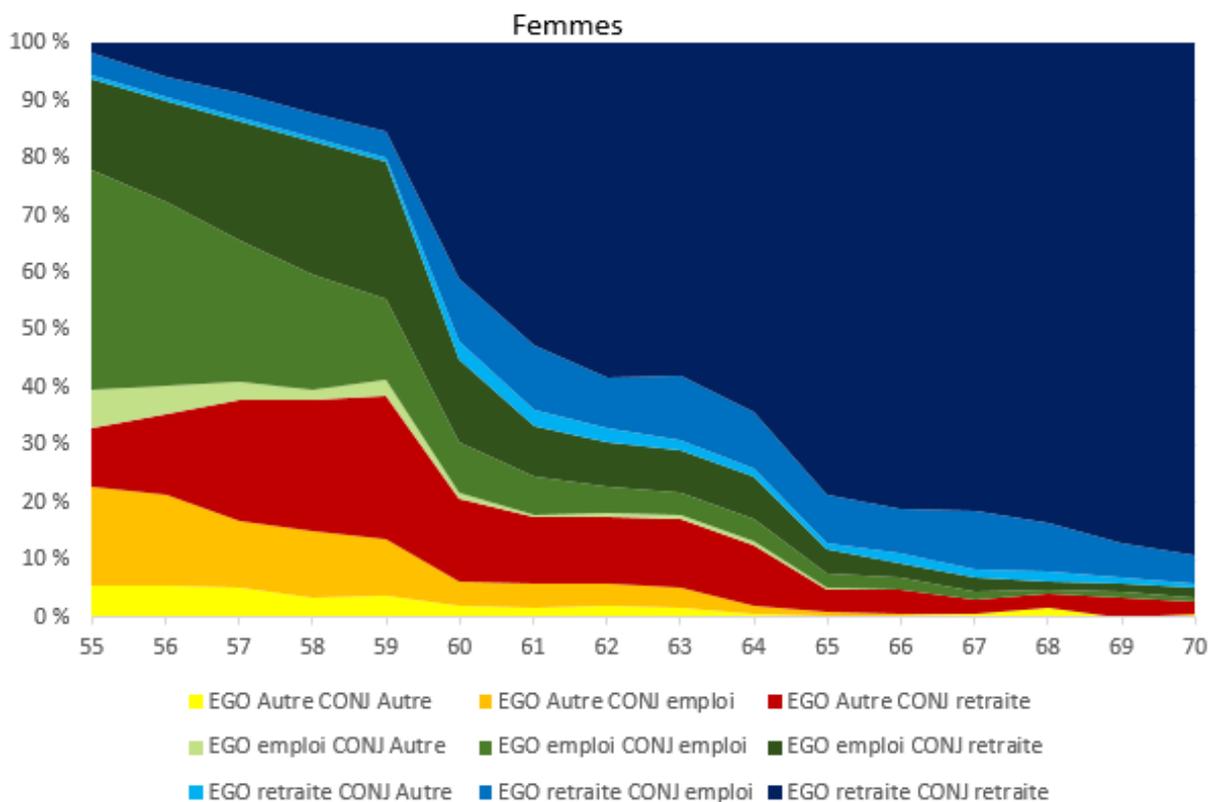


LECTURE : Les modalités se lisent de la façon suivante EGO XX CONJ YY signifie une situation dans laquelle la personne interrogée est dans la situation XX et son conjoint dans la situation YY.

CHAMP : Hommes nés en 1950, vivant en couple cohabitant en France métropolitaine

SOURCE : Enquêtes *Emploi* 2005-2020, Insee

FIGURE 6.3 : Situation sur le marché du travail des femmes en couple nées en 1950 et de leurs conjoints en fonction de l'âge



LECTURE : Les modalités se lisent de la façon suivante EGO XX CONJ YY signifie une situation dans laquelle la personne interrogée est dans la situation XX et son conjoint dans la situation YY.

CHAMP : Femmes nées en 1950, vivant en couple cohabitant en France métropolitaine

SOURCE : Enquêtes *Emploi* 2005-2020, Insee

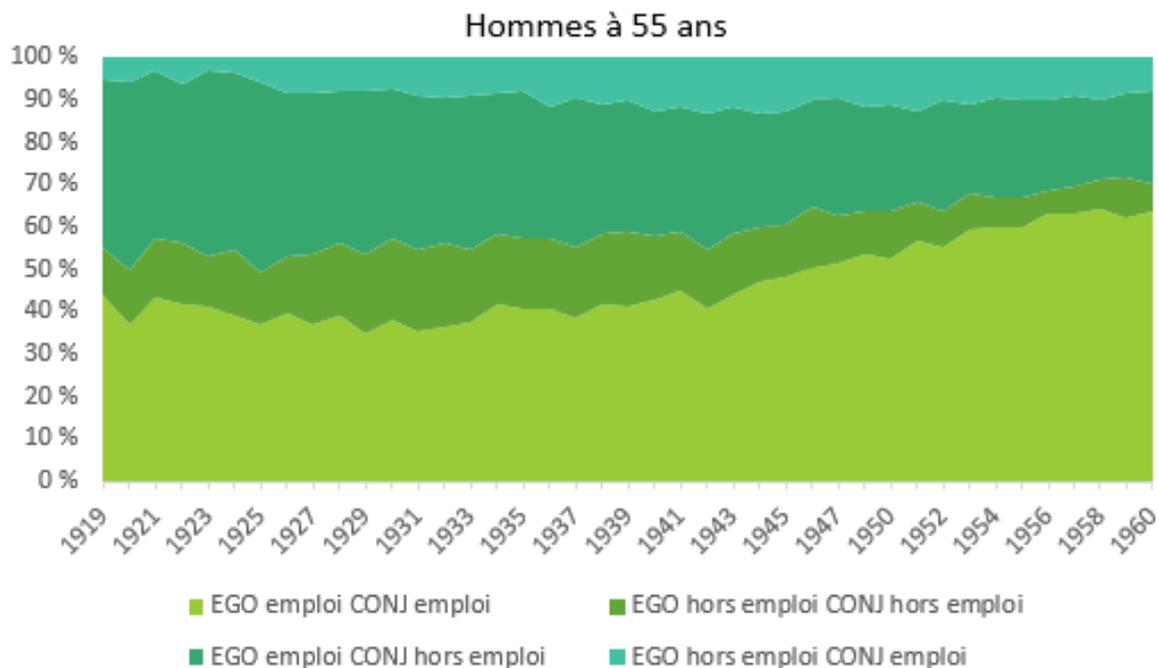
2.3 Évolution des sorties du marché du travail au fil des générations

La profondeur historique de l'enquête *Emploi* de l'Insee permet de s'interroger sur l'évolution des situations des couples sur le marché du travail au fil des générations⁶, dans un contexte notamment marqué par la progression des taux d'activité féminins (Martin, 2022) mais aussi par plusieurs réformes du système de retraite (Duc *et al.*, 2016). Dans cette section, les résultats sont présentés au fil des générations et à trois âges donnés : 55 ans (figures 6.4 et 6.5), 60 ans (figures 6.6 et 6.7) et 65 ans (figures 6.8 et 6.9). C'est sur la tranche d'âges 55-65 ans que se déroule l'essentiel du processus de sortie du marché du travail⁷ et à ce titre le seuil de 60 ans constitue un point intermédiaire en plus de correspondre à l'âge légal d'ouverture des droits à retraite pour les générations étudiées. À 55 ans, au fil des générations, les hommes en couple sont de plus en plus souvent dans une situation de couple où les deux conjoints occupent un emploi et symétriquement de moins en moins souvent dans un couple où les deux conjoints n'occupent pas d'emploi. C'est aussi le cas pour les femmes et cela s'explique notamment par les différentes réformes du système de retraite et du marché du travail visant à augmenter le taux d'emploi des seniors (extinction des dispositifs de pré-retraite et de cessation progressive d'activité, recul de l'âge légal d'ouverture des droits, augmentation de la durée requise pour le taux plein, etc.). Au fil des générations, toujours à 55 ans, les hommes en couple sont de moins en moins fréquemment en emploi et avec une conjointe qui n'occupe pas d'emploi. C'est notamment la conséquence de l'augmentation des taux d'activité des femmes au fil des générations. À l'inverse les femmes sont de plus en plus fréquemment en emploi et en couple avec un conjoint sorti de l'emploi. Elles sont de moins en moins souvent hors de l'emploi avec un conjoint en emploi. À 60 ans, les hommes en couple nés en 1915 étaient très rarement en dehors de l'emploi avec une conjointe occupant un emploi (8 % des situations). Cette situation est devenue beaucoup plus fréquente pour les hommes de la génération née en 1950 (30 % des situations). Inversement la situation de couple dans laquelle l'homme est en emploi et sa conjointe hors de l'emploi est devenue nettement moins fréquente. Pour les femmes en couple, en revanche, la fréquence des différentes situations de couple à 60 ans n'a pas beaucoup évolué au fil des générations, la situation où les deux conjoints sont hors de l'emploi restant très largement majoritaire. Il est de même, pour les hommes et pour les femmes en couple à l'âge de 65 ans : la situation de couple où les deux conjoints sont sortis de l'emploi reste majoritaire.

⁶Les générations sont ici définies à partir de l'année de naissance des individus. La génération 1950 correspond ainsi aux individus nés en 1950.

⁷Parmi les hommes nés en 1950, environ 85 % sont en emploi à 55 ans. Ils ne sont plus que 3 % à 66 ans. Pour les femmes ces chiffres sont respectivement de 75 % et 3 % également (Arnault et Crusson, 2012).

FIGURE 6.4 : Situation sur le marché du travail des hommes en couple à 55 ans et de leurs conjointes au fil des générations

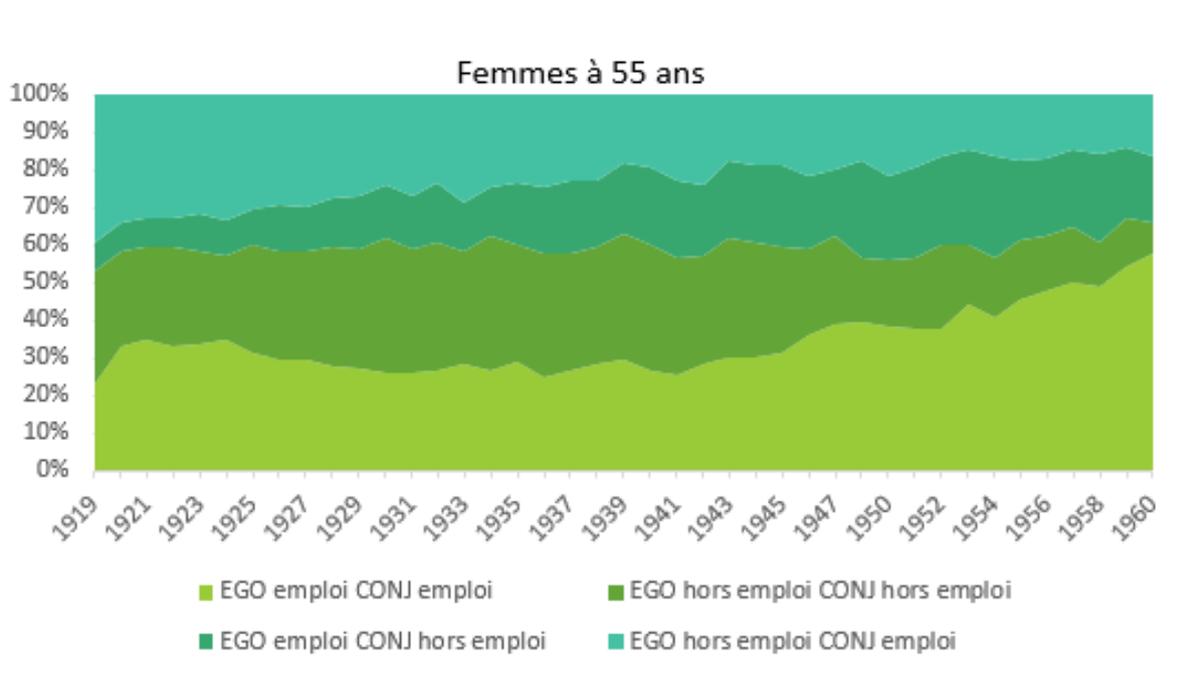


LECTURE : Les modalités se lisent de la façon suivante EGO XX CONJ YY signifie une situation dans laquelle la personne interrogée est dans la situation XX et son conjoint dans la situation YY.

CHAMP : Hommes vivant en couple cohabitant en France métropolitaine

SOURCE : Enquêtes *Emploi* 1975-2020, Insee

FIGURE 6.5 : Situation sur le marché du travail des femmes en couple à 55 ans et de leurs conjoints au fil des générations

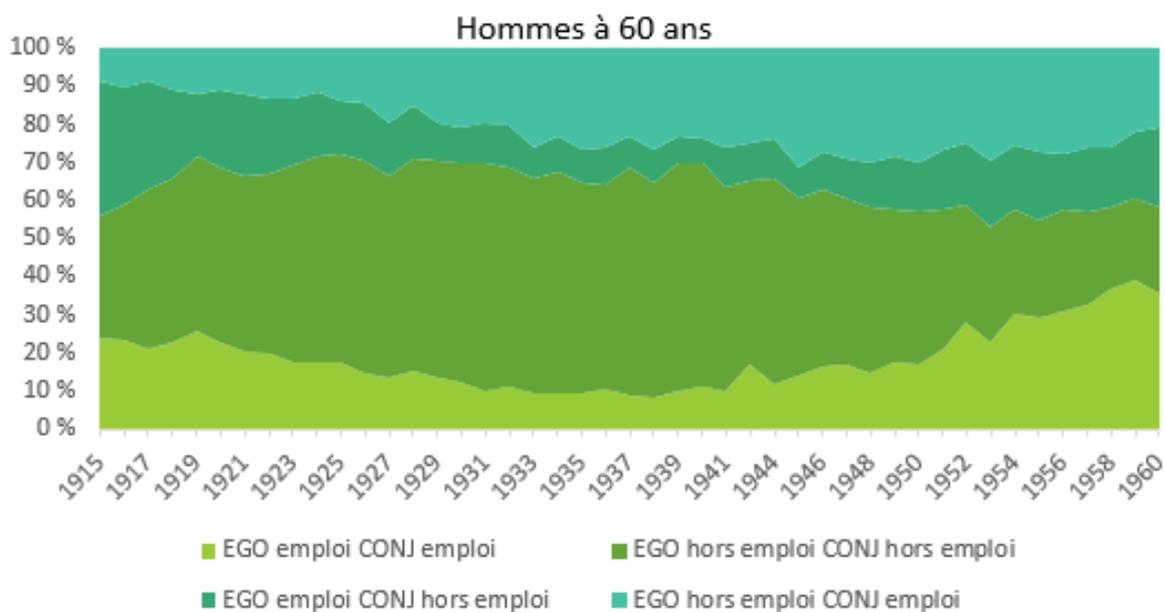


LECTURE : Les modalités se lisent de la façon suivante EGO XX CONJ YY signifie une situation dans laquelle la personne interrogée est dans la situation XX et son conjoint dans la situation YY.

CHAMP : Femmes vivant en couple cohabitant en France métropolitaine

SOURCE : Enquêtes *Emploi* 1975-2020, Insee

FIGURE 6.6 : Situation sur le marché du travail des hommes en couple à 60 ans et de leurs conjointes au fil des générations

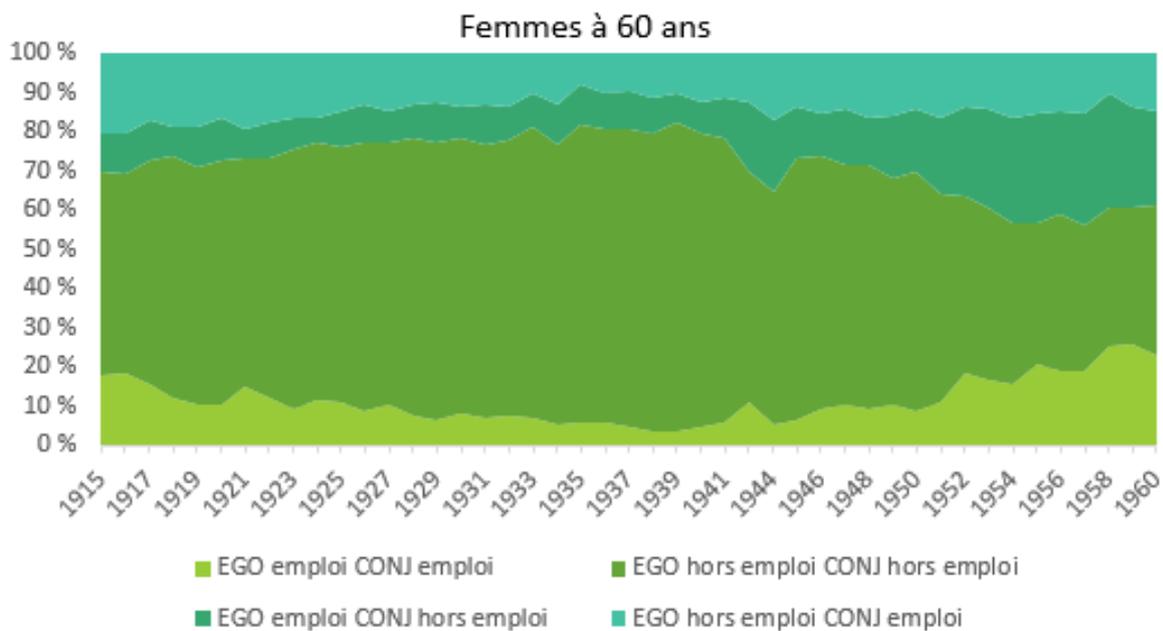


LECTURE : Les modalités se lisent de la façon suivante EGO XX CONJ YY signifie une situation dans laquelle la personne interrogée est dans la situation XX et son conjoint dans la situation YY.

CHAMP : Hommes vivant en couple cohabitant en France métropolitaine

SOURCE : Enquêtes *Emploi* 1975-2020, Insee

FIGURE 6.7 : Situation sur le marché du travail des femmes en couple à 60 ans et de leurs conjoints au fil des générations

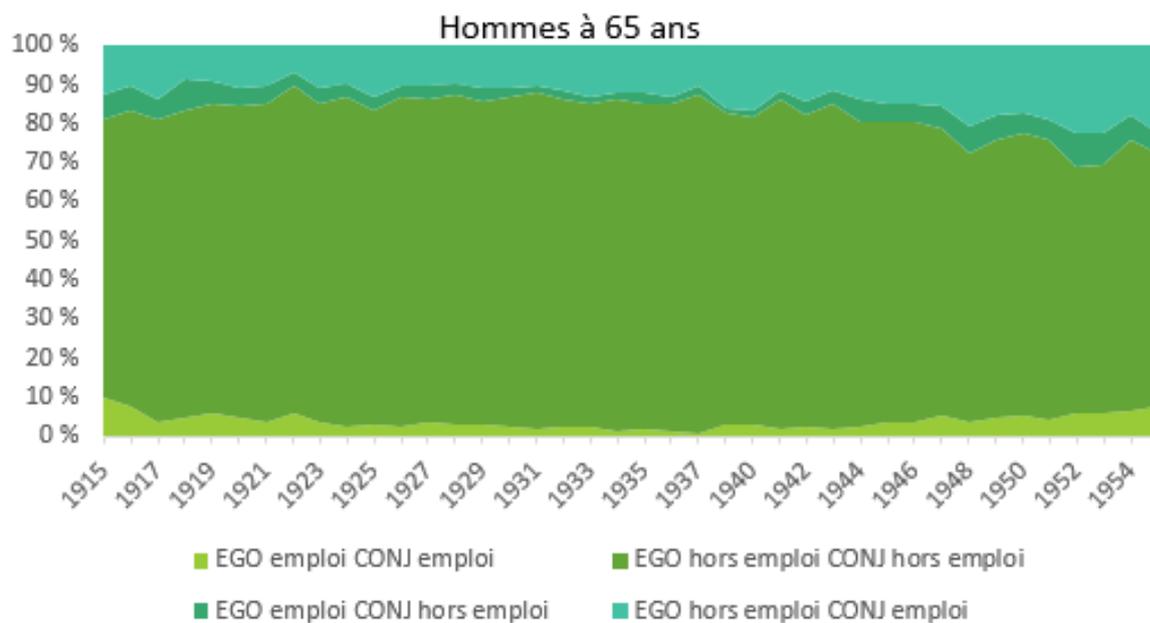


LECTURE : Les modalités se lisent de la façon suivante EGO XX CONJ YY signifie une situation dans laquelle la personne interrogée est dans la situation XX et son conjoint dans la situation YY.

CHAMP : Femmes vivant en couple cohabitant en France métropolitaine

SOURCE : Enquêtes *Emploi* 1975-2020, Insee

FIGURE 6.8 : Situation sur le marché du travail des hommes en couple à 65 ans et de leurs conjointes au fil des générations

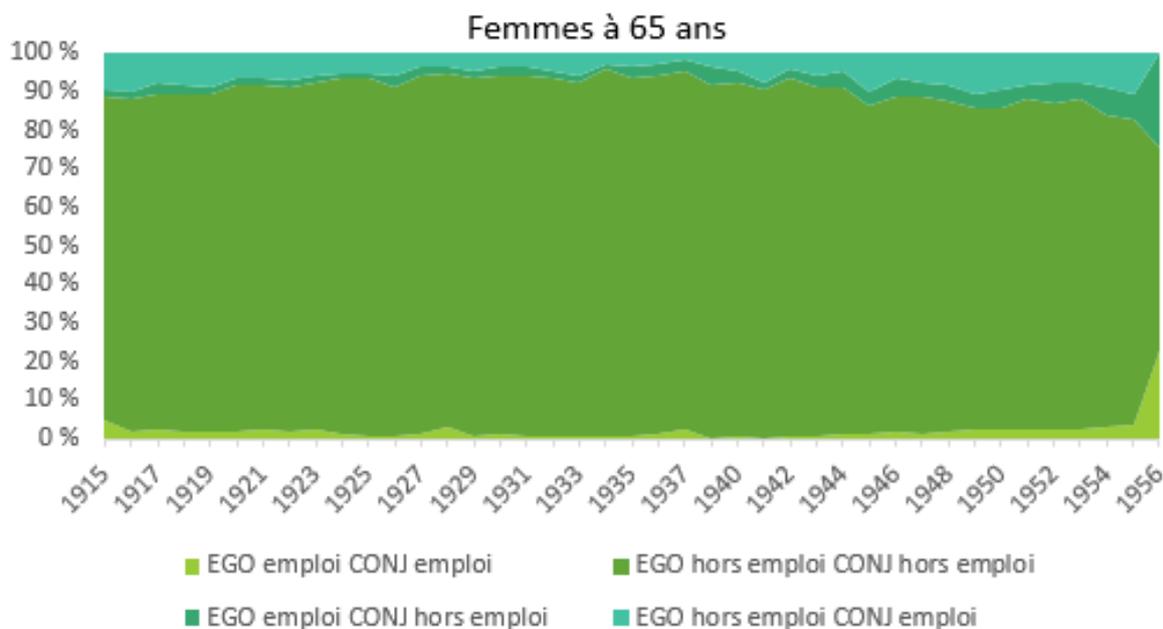


LECTURE : Les modalités se lisent de la façon suivante EGO XX CONJ YY signifie une situation dans laquelle la personne interrogée est dans la situation XX et son conjoint dans la situation YY.

CHAMP : Hommes vivant en couple cohabitant en France métropolitaine

SOURCE : Enquêtes *Emploi* 1975-2020, Insee

FIGURE 6.9 : Situation sur le marché du travail des femmes en couple à 65 ans et de leurs conjoints au fil des générations



LECTURE : Les modalités se lisent de la façon suivante EGO XX CONJ YY signifie une situation dans laquelle la personne interrogée est dans la situation XX et son conjoint dans la situation YY.

CHAMP : Femmes vivant en couple cohabitant en France métropolitaine

SOURCE : Enquêtes *Emploi* 1975-2020, Insee

3 Construction de parcours types pour la sortie du marché du travail dans les couples

3.1 Source, champ, concept et méthode

L'enquête *Emploi* de l'Insee est une source incontournable pour documenter la situation des couples sur le marché du travail. Néanmoins, elle ne permet pas un suivi longitudinal de l'ensemble du processus de sortie du marché du travail, les individus n'étant suivis, dans les dernières éditions de l'enquête que sur une durée d'un an et demi. Elle n'est donc pas une source adaptée pour rapprocher les parcours individuels présentant le plus de similitudes, démarche méthodologique qui constitue l'objectif de cette seconde partie.

C'est pourquoi une seconde source est mobilisée : l'*Échantillon démographique permanent* (EDP) de l'Insee (voir encadré 2). Ce panel contient, pour un échantillon représentatif de la population vivant en France (composé des individus dits « individus EDP ») et avec une profondeur historique remontant à 2010, les données issues de la déclaration annuelle d'impôt (nature et montant des différentes sources de revenu des individus qui composent

le foyer fiscal). Il est ainsi possible d'identifier les individus EDP qui occupent un emploi et ceux qui perçoivent une pension. En plus des données fiscales, l'EDP comporte également de nombreuses informations sociodémographiques sur les individus suivis. L'EDP constitue donc une source de choix pour mettre en œuvre une méthode d'appariement optimal (voir encadré 4) et ainsi rapprocher les parcours de sortie du marché du travail qui se ressemblent le plus.

Encadré 2 : L'Échantillon démographique permanent (EDP) de l'Insee

L'EDP est un panel créé par l'Insee en 1967. Il a pour champ un échantillon d'individus, dits « individus EDP ». Cet échantillon concerne actuellement environ 4 % de la population française. Il est constitué d'individus, Français ou étrangers, qui sont nés lors de l'un des seize « jours EDP » (les quatre premiers jours de chaque trimestre⁴). L'EDP s'appuie sur cinq sources statistiques :

- le fichier électoral
- l'état-civil
- le recensement de la population (devenu les enquêtes annuelles de recensement, EAR)
- les déclarations annuelles de données sociales (DADS)
- les données socio-fiscales issues des déclarations fiscales des individus et de la taxe d'habitation (dispositifs *Fidéli* et *FiLoSoFi*).

L'EDP est donc une source très riche qui comporte de nombreuses informations sur les individus EDP mais aussi sur leurs éventuels conjoints (voir [Robert-Bobée et Gualbert \(2021\)](#) pour une présentation détaillée de l'EDP). Les principales informations mobilisées dans cette étude sont issues des données fiscales : date de naissance des individus EDP et de leurs éventuels conjoints, statut conjugal et revenus individuels détaillés (nature et montant des revenus). Les revenus permettent de connaître la situation des personnes sur le marché du travail pour chaque année entre 2010 et 2018 (à la date réalisation de ces travaux, 2018 est la dernière année pour laquelle les informations fiscales sont disponibles). Des informations sociodémographiques issues des EAR sont également mobilisées : niveau de diplôme et catégorie socio-professionnelle afin de caractériser les sous-populations identifiées. Les EAR interrogent chaque année environ 14 % de la population française. Ainsi ces informations ne sont pas toujours disponibles. Il a été possible de retrouver un niveau de diplôme et une catégorie socioprofessionnelle pour près de 80 % des individus qui figurent dans le champ de l'étude. L'information retenue est alors la dernière connue dans les EAR.

⁴À l'exception du premier trimestre pour lequel les jours retenus sont les 2, 3, 4 et 5 janvier.

À la date de ces travaux, la dernière année pour laquelle les données fiscales ont été intégrées à l'EDP correspond à l'année 2018. L'objectif de cette partie étant de suivre une cohorte d'individus jusqu'au moment où la quasi-totalité d'entre eux ont quitté le marché du travail,

le choix s'est porté sur les individus EDP nés en 1952. Pour ces derniers, l'âge d'annulation de la décote est fixé par le système de retraite à 65 ans et 9 mois (voir encadré 3) si bien qu'en 2018 la quasi-totalité de cette cohorte de naissance a quitté le marché du travail. En 2010, ces individus sont âgés d'environ 58 ans. Idéalement il aurait été préférable de suivre ces individus dès 50 ans car c'est à cet âge que les taux d'emploi commencent à diminuer en France (Martin-Houssart et Roth, 2002). Le choix du champ est ici contraint par la profondeur historique de la disponibilité des données fiscales dans l'EDP. Cette étude pourrait ainsi avoir vocation à être de nouveau conduite d'ici une dizaine d'années lorsque la cohorte née en 1960, qui peut donc être observée dans les données fiscales à partir de ses 50 ans, aura quasiment intégralement quitté le marché du travail.

Encadré 3 : Les règles de liquidation des droits à retraite de la cohorte née en 1952

Comme cela a déjà été mentionné dans cette thèse, le système de retraite français s'articule autour de trois paramètres clefs :

- l'âge légal de départ à la retraite avant lequel il n'est pas possible de bénéficier d'une pension de retraite. Pour les individus nés en 1952, il est fixé à 60 ans et 9 mois pour les assurés de droit commun. Certains assurés bénéficient de dérogation à cette règle (militaires, assurés des régimes spéciaux, certains fonctionnaires au titre de la pénibilité de leurs métiers comme les policiers, les pompiers ou les aides-soignantes, départ au titre des carrières longues, etc.);
- la durée d'assurance nécessaire pour bénéficier d'une pension de retraite à taux plein. Pour les individus nés en 1952, elle est fixée à 164 trimestres (soit 41 ans) pour les assurés de droit commun (ici encore des dérogations similaires existent) ;
- l'âge d'annulation de la décote qui correspond à l'âge à partir duquel la pension de retraite est calculée à taux plein quelle que soit la durée d'assurance validée. Pour les individus nés en 1952, il est fixé à 65 ans et 9 mois pour les assurés de droit commun (ici encore des dérogations similaires existent).

Pour l'individu EDP et son éventuel conjoint, chaque année est caractérisée à partir des informations fiscales. Chaque année se voit attribuer l'un des états suivants :

- « pension » dès lors que l'individu perçoit au moins un euro au titre d'une pension. Cette pension pouvant correspondre (le plus souvent) à une pension de retraite ou à une pension d'invalidité (il n'est pas possible de distinguer les deux dispositifs dans les données fiscales) ;
- « emploi » dès lors que l'individu perçoit au moins 6 000 euros de revenus du travail (mais pas de pension) au cours d'une année fiscale (soit en moyenne 500 euros mensuels)⁸. Le niveau de ce seuil, qui permet d'apprécier la présence sur le marché du

⁸Les personnes en cumul emploi-retraite sont donc considérées dans l'état « pension ».

travail, a été fixé de manière à correspondre approximativement au revenu correspondant à un emploi à mi-temps rémunéré au Smic ;

- « autre » dès lors que l'individu perçoit moins de 6 000 euros de revenus du travail sur l'année et ne perçoit pas de pension.

Cette classification n'est pas totalement satisfaisante. Elle est notamment contrainte par la granularité temporelle des données fiscales qui fonctionnent sur une base annuelle alors que le processus de sortie du marché du travail fonctionne le plus souvent sur une base mensuelle, la jouissance d'une pension de retraite commençant le plus souvent pour un mois donné. Ainsi, avec cette classification un individu qui liquide ses droits à retraite au 1er décembre de l'année 2018 sera considéré comme retraité sur l'ensemble de l'année. A l'inverse, une personne qui perd son emploi au mois d'avril mais a cumulé plus de 6 000 euros de revenus d'activité sur les mois précédents sera considéré comme en emploi. Des tests de sensibilité au seuil des 6 000 euros annuels retenus dans cette étude sont présentés en annexe (annexe 6.C). Ils montrent que les résultats sont plus sensibles au seuil retenu chez les femmes que chez les hommes, celles-ci ayant des revenus d'activité plus faibles en moyenne et étant plus fréquemment en emploi à temps partiel. En outre les résultats sont également plus sensibles au choix du seuil sur la plage d'âges 58-60 ans que sur les âges postérieurs, cette tranche d'âges pouvant correspondre pour certaines personnes à des fins de carrière difficiles (chômage, temps partiel, etc.).

L'état annuel de chaque couple est défini par celui des deux conjoints. Par exemple, pour une année donnée, un couple dont l'individu EDP est en état « emploi » et le conjoint en état « autre » se voit attribuer l'état « EGO emploi CONJ autre ». Comme trois états sont possibles annuellement pour chaque conjoint, neuf états au total sont possibles pour le couple. La participation au marché du travail étant particulièrement genrée, l'analyse est conduite de manière séparée pour les hommes et pour les femmes. En outre, elle est également segmentée selon l'état initial du couple sur le marché du travail ce qui facilite la lisibilité des résultats.

Le champ de l'étude se concentre sur les individus EDP nés en 1952. Afin de démêler les problématiques liées à la sortie du marché du travail de celles liées à la vie conjugale, le champ est restreint aux individus EDP mariés entre 2010 et 2018 avec le même conjoint et retrouvés pour toutes les années fiscales dans le même foyer fiscal. Ce choix permet aussi de disposer de parcours complets (c'est-à-dire de l'ensemble des états annuels entre 2010 et 2018) pour l'individu EDP et son conjoint. Enfin, la perspective de cette contribution étant d'étudier la sortie du marché du travail, seuls les individus encore en emploi en 2010 (donc à environ 58 ans) sont retenus dans l'analyse. À cet âge, de nombreux individus ont déjà quitté le marché du travail (voir le **chapitre 5**) si bien que l'échantillon n'est pas du tout représentatif de la population des personnes vivant en couple marié. Comme expliqué au-dessus,

ce choix est contraint par la profondeur historique encore limitée des données fiscales disponibles dans l'EDP (il faudrait disposer d'une profondeur historique plus importante pour commencer l'analyse à une date à laquelle la quasi-totalité de la cohorte est encore en emploi). L'échantillon de l'étude comporte finalement 3 599 femmes et 4 968 hommes (et autant de conjoints), pour lesquels l'ensemble des états annuels entre 2010 et 2018 sont connus (voir tableau 6.10).

Au total donc six sous-échantillons sont définis (tableau 6.10) et pour chacun de ces sous-échantillons un appariement optimal (voir encadré 4) est mis en œuvre. Cette méthodologie aboutit à la construction de neuf parcours types de sortie du marché du travail pour les hommes et de huit parcours types pour les femmes. Ces parcours sont décrits dans les deux sections suivantes. Les caractéristiques sociodémographiques des individus qui composent ces 17 parcours sont détaillées en annexe (tableaux 6.A et 6.B).

Le champ considéré dans cette partie diffère donc sensiblement de celui mobilisé dans la première partie de ce chapitre. Il se limite aux individus encore en emploi à 58 ans, mariés (avec un conjoint de sexe différent) et appartenant au même foyer fiscal entre leurs 58 et 65 ans (cela signifie, en règle générale, qu'ils ne connaissent pas de séparation ni de veuvage). Par ailleurs, la cohorte mobilisée ici est celle née en 1952 (alors que celle étudiée dans la première partie était née en 1950 et n'était donc pas soumise aux mêmes règles en matière de retraite). Enfin, les concepts « d'emploi », de « retraite » et de « pension » diffèrent en raison des sources utilisées. Tous ces éléments expliquent que les résultats ne sont pas directement comparables.

Encadré 4 : L'appariement optimal appliqué à l'analyse de la sortie du marché du travail au sein des couples

Les méthodes d'appariement optimal visent à construire une typologie de « séquences », ces séquences se définissant comme une suite d'états. Dans cette étude, les « séquences » sont les parcours de sortie du marché du travail des individus EDP, définis par une succession d'états, chaque état correspondant à une année fiscale. Par exemple si un couple a été pendant deux ans dans l'état « EGO emploi CONJ emploi » avant de passer dans l'état « EGO pension CONJ emploi » sa séquence s'écrira :

EGO emploi CONJ emploi	EGO emploi CONJ emploi	EGO pension CONJ emploi
---------------------------	---------------------------	----------------------------

L'appariement optimal procède ensuite en deux étapes. La première consiste en la construction d'une distance entre les séquences. La seconde étape regroupe les séquences qui se ressemblent grâce à une méthode de classification.

Première étape : construction de la distance entre les séquences

La distance entre deux séquences dépend des opérations nécessaires à la transformation de l'une vers l'autre. Pour transformer une séquence, deux types d'opérations peuvent être utilisées :

- les opérations d'insertion-suppression qui consistent à ajouter ou à supprimer un élément de la séquence. Par exemple la séquence

EGO emploi CONJ emploi	EGO emploi CONJ emploi	EGO pension CONJ emploi
---------------------------	---------------------------	----------------------------

deviendra

EGO emploi CONJ emploi	EGO emploi CONJ emploi
------------------------	------------------------

après la suppression de son dernier élément.

Encadré 4 (suite) : L'appariement optimal appliqué à l'analyse de la sortie du marché du travail au sein des couples

- les opérations de substitution. Elles correspondent à la substitution d'un élément de la séquence par un autre. Par exemple la séquence

EGO emploi CONJ emploi	EGO emploi CONJ emploi	EGO pension CONJ emploi
---------------------------	---------------------------	----------------------------

deviendra

EGO emploi CONJ emploi	EGO emploi CONJ emploi	EGO emploi CONJ emploi
---------------------------	---------------------------	---------------------------

après la substitution de son dernier élément « EGO pension CONJ emploi » par l'élément « EGO emploi CONJ emploi ».

Pour transformer une séquence en un autre, il existe de nombreuses combinaisons d'opérations d'insertion-suppression et de substitution possibles. Chaque combinaison de ces opérations qui permet de transformer une séquence en une autre est nommée « chemin ». L'appariement optimal repose sur la recherche de tous les chemins possibles pour cette transformation. Par exemple pour passer de la séquence A

EGO emploi CONJ emploi	EGO emploi CONJ emploi
------------------------	------------------------

à la séquence B

EGO emploi CONJ emploi	EGO emploi CONJ pension
------------------------	-------------------------

voici deux des chemins possibles :

- supprimer le dernier élément « EGO emploi CONJ emploi » puis ajouter un élément « EGO emploi CONJ pension »
- substituer l'élément « EGO emploi CONJ emploi » par l'élément « EGO emploi CONJ pension »

Encadré 4 (suite) : L'appariement optimal appliqué à l'analyse de la sortie du marché du travail au sein des couples

L'idée est alors d'associer à chaque opération un coût. À chaque chemin assurant la transformation d'une séquence en une autre est associé un coût global qui correspond à la somme des coûts associés à chaque opération qui compose ce chemin. La distance entre les deux séquences est alors égale au coût global le plus faible parmi tous les chemins possibles. L'élément central de la méthode repose alors sur le paramétrage des coûts (Lesnard et Saint-Pol, 2004). Les coûts d'insertion-suppression et de substitution peuvent dépendre des modalités qu'ils impliquent (par exemple, la suppression d'un élément « EGO emploi CONJ emploi » peut ne pas être associée au même coût que la suppression d'un élément « EGO pension CONJ emploi »).

Le paramétrage retenu ici correspond à un choix classique dans la littérature : les coûts de substitution sont constants et égaux à 2 dans la mesure où il n'est pas possible d'établir une hiérarchie claire de proximité entre les différents états. Les coûts d'insertion-suppression sont fixés arbitrairement à 1.1. Ce choix revient à suivre les recommandations de Robette (2011b) afin de tenir compte à la fois de la séquence des états et de leur simultanéité. Ces paramètres auraient pu être fixés différemment mais les tests menés montrent que le résultat est relativement robuste à ces choix.

Deuxième étape : la classification

Elle consiste à constituer des classes à l'aide de méthodes de classification comme la classification ascendante hiérarchique.

Pour construire les classes, une classification ascendante hiérarchique avec la méthode de Ward est mise en œuvre. Celle-ci part d'une configuration initiale où chaque individu constitue une classe puis à chaque itération fusionne les deux classes qui sont les plus proches au sens de la distance de Ward en utilisant de manière sous-jacente la notion de distance définie au-dessus. Cette méthode revient à chaque itération à minimiser l'inertie intra-classe. À l'issue de la classification le nombre de classes retenues a été déterminé en tenant compte à la fois de l'effectif des classes (l'objectif était d'éviter les classes trop petites afin que celles-ci demeurent représentatives de suffisamment d'individus), de la diminution de l'inertie intra-classe supplémentaire que pouvait apporter la création de classes additionnelles et de la lisibilité des résultats au regard de la question de recherche traitée.

FIGURE 6.10 : Description des six sous-échantillons sur lesquels est mis en œuvre un appariement optimal

Sexe de l'individu EDP	État du couple pour l'année 2010	Effectifs
Hommes	EGO emploi CONJ emploi	2740
	EGO emploi CONJ autre	1434
	EGO emploi CONJ pension	794
Femmes	EGO emploi CONJ emploi	1389
	EGO emploi CONJ autre	245
	EGO emploi CONJ pension	1965

LECTURE : 2 740 hommes de l'EDP sont dans l'état EGO emploi CONJ emploi en 2010

CHAMP : Individus nés en 1952 et mariés avec le même conjoint entre 2010 et 2018, en emploi en 2010 au sens de l'étude.

SOURCE : EDP, Insee

3.2 Neuf parcours types de sortie de l'emploi pour les hommes

TABLEAU 6.1 : Synthèse des parcours types de sortie de l'emploi pour les hommes

Classe	Situation à 58 ans	Intitulé	Effectif (%)	Principaux traits sociodémographiques
1	EGO emploi CONJ emploi	Pension simultanée rapide	1136 (22,9 %)	Profession intermédiaire
2	EGO emploi CONJ emploi	Pension décalée : la conjointe reste en emploi	853 (17,2 %)	Revenus faibles
3	EGO emploi CONJ pension	Pension rapide	673 (13,5 %)	Conjointe plus âgée
4	EGO emploi CONJ autre	Pension décalée : la conjointe n'a ni emploi ni pension	612 (12,3 %)	Conjointe plus jeune, ouvrier
5	EGO emploi CONJ emploi	Pension simultanée tardive	449 (9,0 %)	Revenus élevés, conjointe plus jeune, diplôme du supérieur
6	EGO emploi CONJ autre	Pension tardive	442 (8,9 %)	Revenus élevés, conjointe plus jeune
7	EGO emploi CONJ autre	Pension simultanée	380 (7,6 %)	Conjointe plus âgée
8	EGO emploi CONJ emploi	Pension décalée : la conjointe n'a ni emploi ni pension	302 (6,1 %)	Revenus faibles, conjointe plus jeune
9	EGO emploi CONJ pension	Pension tardive	121 (2,4 %)	Revenus élevés, conjointe plus âgée, diplôme du supérieur, cadre

LECTURE : La classe 1 compte 1 136 hommes, soit 22,9 % de l'échantillon étudié. Il s'agit d'hommes qui ont, avec leur conjointe, bénéficié relativement rapidement d'une pension (autour de 60 ans). Les hommes qui ont déclaré une catégorie socioprofessionnelle « profession intermédiaire » lors des EAR sont surreprésentés dans cette classe.

CHAMP : Hommes nés en 1952 et mariés avec la même conjointe entre 2010 et 2018, en emploi en 2010 au sens de l'étude.

SOURCE : EDP, Insee

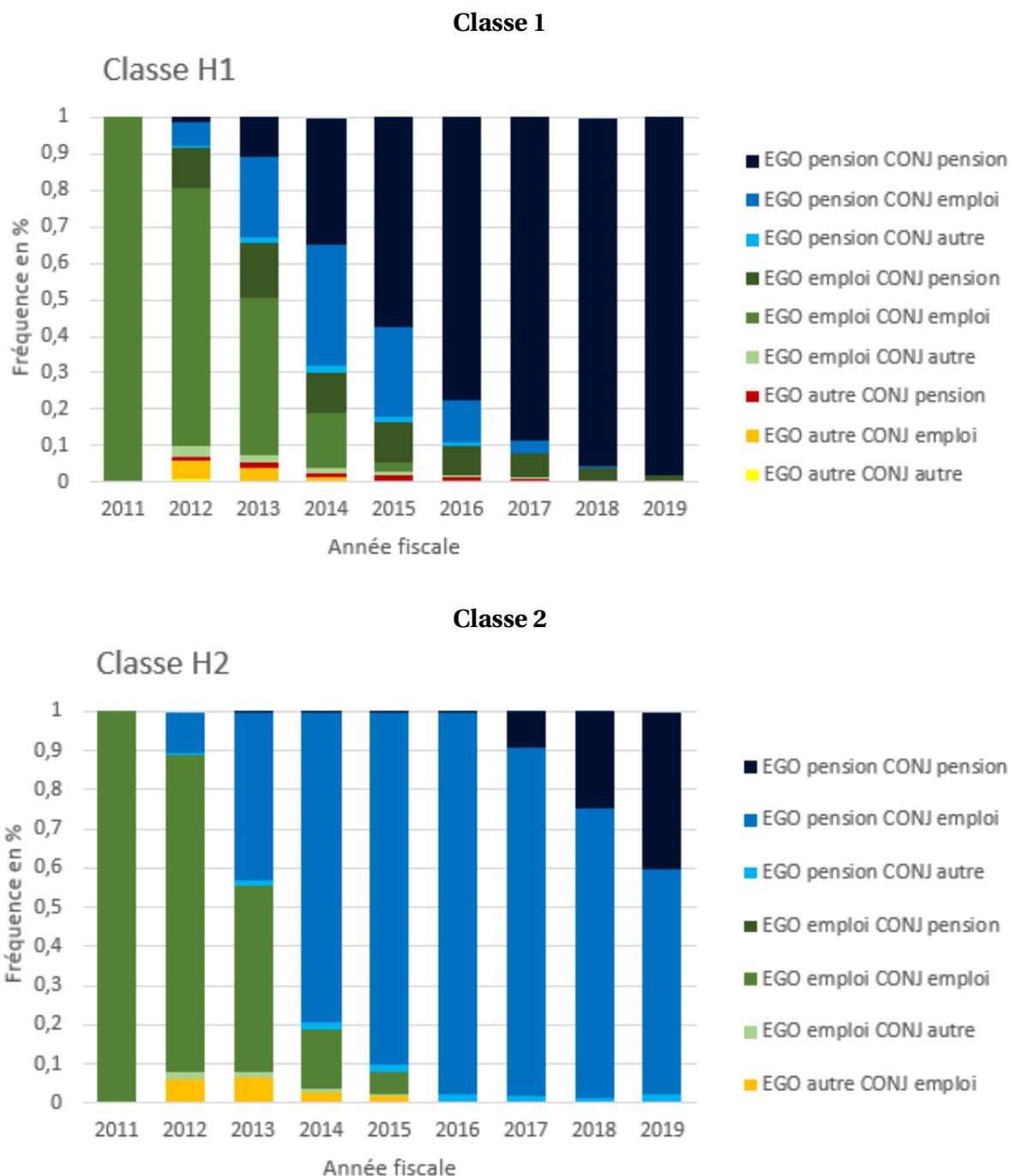
À 58 ans, 55 % des hommes de l'échantillon sont en couple avec une conjointe également en emploi. Sur ces 55 % environ 23 % partent à la retraite dès que possible (entre 59 et 61 ans, alors que l'âge légal est proche de 61 ans) et de manière simultanée avec leur

conjointe (classe 1, tableau 6.1). Il s'agit essentiellement d'homme donc la catégorie socioprofessionnelle (CSP) s'apparente à celle des professions intermédiaires. Environ 17 % partent également à la retraite dès que possible mais leur conjointe reste sur le marché du travail; si bien que, à 66 ans, 60 % des hommes de cette classe sont en couple avec une conjointe qui occupe encore un emploi (classe 2, tableau 6.1). Ces hommes ont le plus souvent des revenus relativement faibles. Environ 9 % partent à la retraite à un âge plus tardif (autour de 64-65 ans), mais de manière quasi simultanée avec leur conjointe (classe 5, tableau 6.1). Il s'agit le plus souvent d'hommes cadres, diplômés du supérieur et en couple avec une conjointe plus jeune (relativement aux autres hommes en couple). Les hommes de cette classe semblent attendre que leur conjointe, plus jeune atteigne l'âge légal de départ à la retraite. Enfin, environ 6 % prennent leur retraite à un âge relativement médian (autour de 62 ans) et leur conjointe sort du marché du travail simultanément mais sans bénéficier d'une pension (classe 8, tableau 6.1). Il s'agit le plus souvent d'hommes ayant de faibles revenus, en couple avec une conjointe plus jeune qui n'a donc pas atteint l'âge légal de la retraite au moment où le conjoint sort du marché du travail.

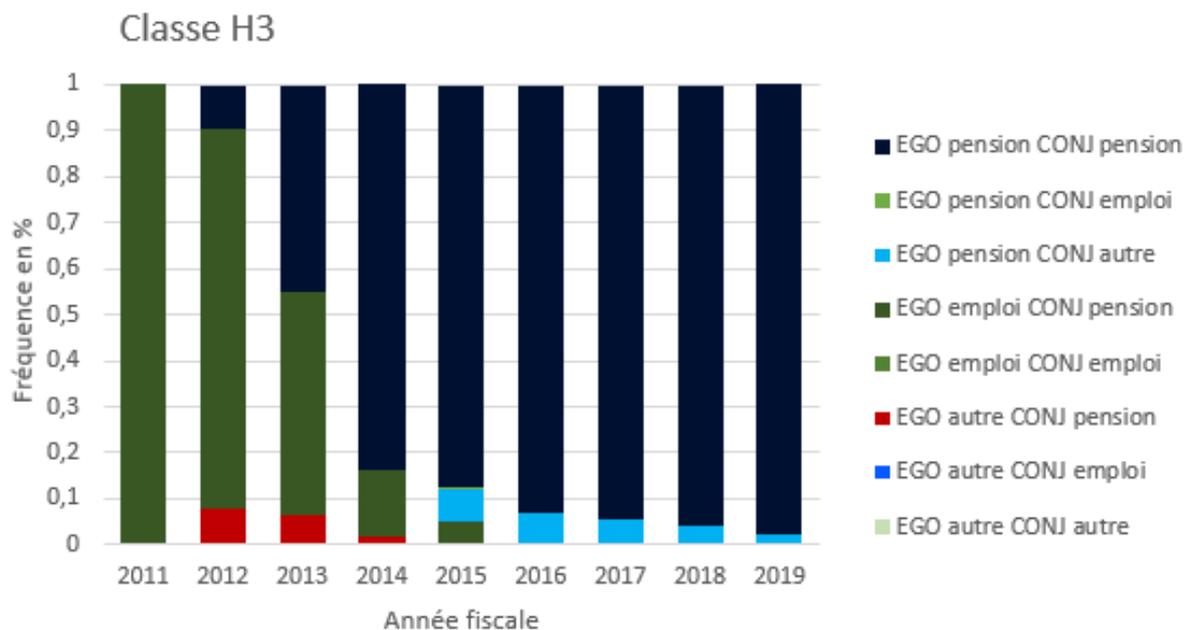
À 58 ans, 29 % des hommes de l'échantillon sont en couple avec une conjointe qui n'est plus en emploi mais n'est pas non plus retraitée. Environ 12 % de ces hommes prennent rapidement leur retraite (autour de 60 ans), mais leur conjointe, souvent plus jeune, ne bénéficie pas immédiatement d'une pension de retraite (classe 4, tableau 6.1). Cette dernière est probablement dans un comportement d'attente de l'âge légal de la retraite et parfois de l'âge d'annulation de la décote pour bénéficier d'une retraite calculée à taux plein si elle ne dispose pas de suffisamment de trimestres. Les ouvriers sont surreprésentés au sein de cette classe. Environ 9 % prennent une retraite relativement tardive (vers 63-64 ans) et leur conjointe adopte un comportement similaire que pour les individus de la classe 4 (classe 6, tableau 6.1). Enfin, environ 8 % de ces hommes partent à la retraite relativement tôt à une date assez proche de celle de leur conjointe souvent un peu plus âgée (classe 7, tableau 6.1). Cette dernière prend donc le plus souvent, sa retraite plutôt tardivement, à un âge proche de l'âge d'annulation de la décote.

À 58 ans, 16 % des hommes de l'échantillon sont en couple avec une conjointe qui bénéficie déjà d'une pension, cette dernière étant le plus souvent plus âgée. La très grande majorité (environ 13 %) prend sa retraite dès que possible (en règle générale avant 61 ans) (classe 3, tableau 6.1). Néanmoins, une petite minorité de ces hommes (environ 2 %) prennent leur retraite plus tardivement (autour de 65 ans). Il s'agit le plus souvent de cadres, diplômés du supérieur et ayant des revenus élevés (classe 9, tableau 6.1).

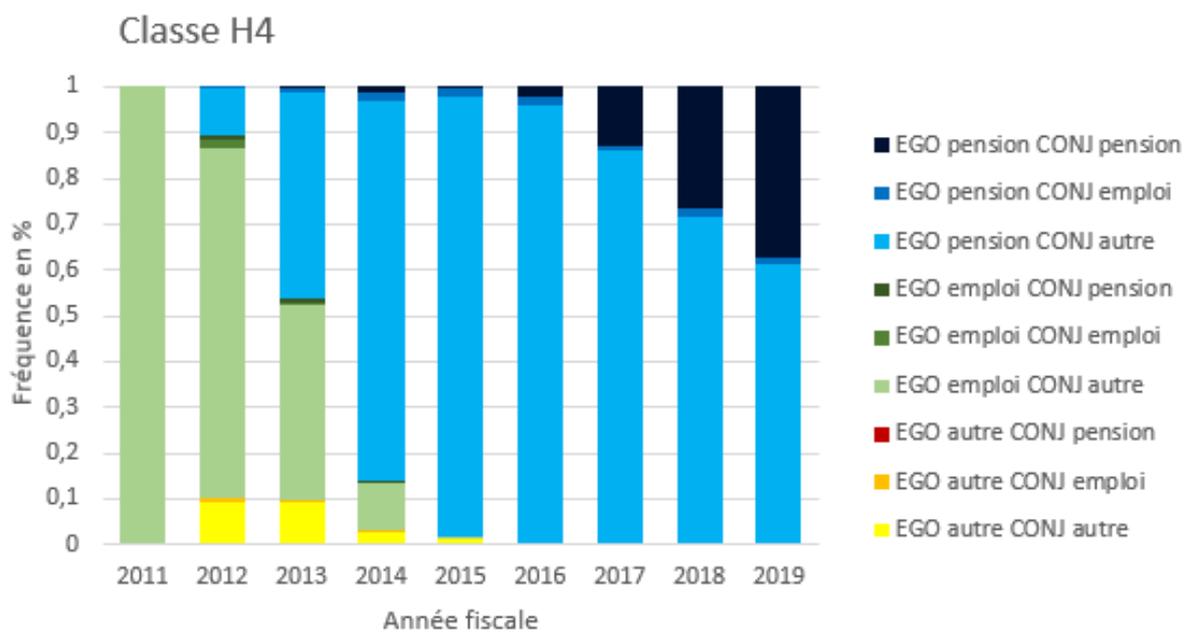
FIGURE 6.11 : Ventilation des hommes nés en 1952 de chaque classe en fonction de l'année fiscale



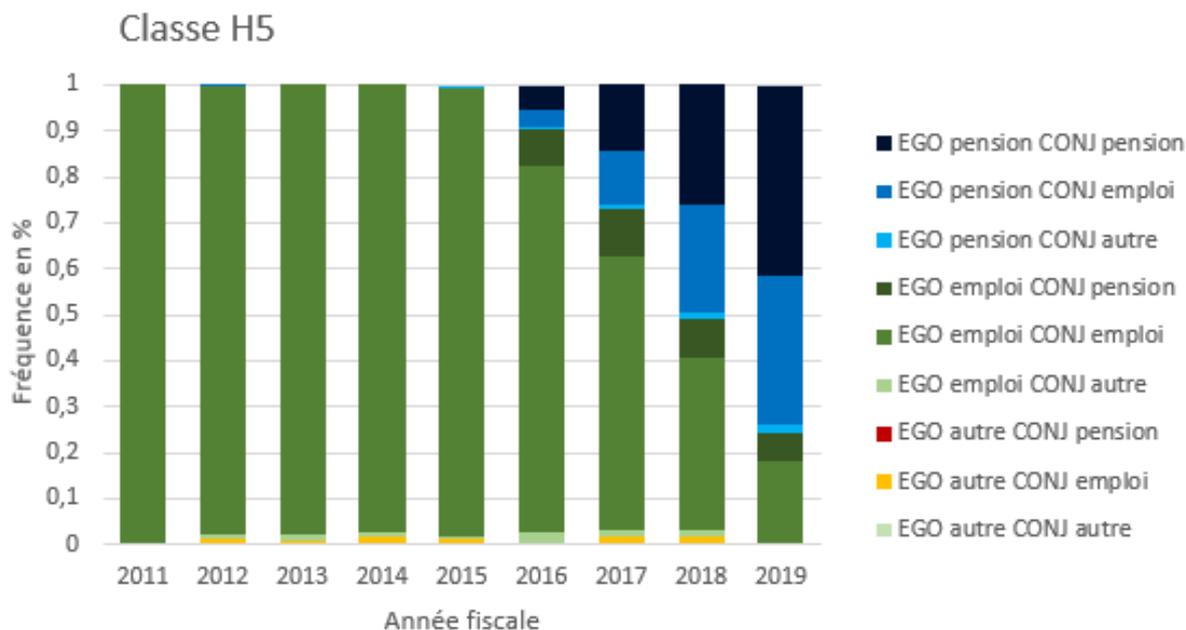
Classe 3



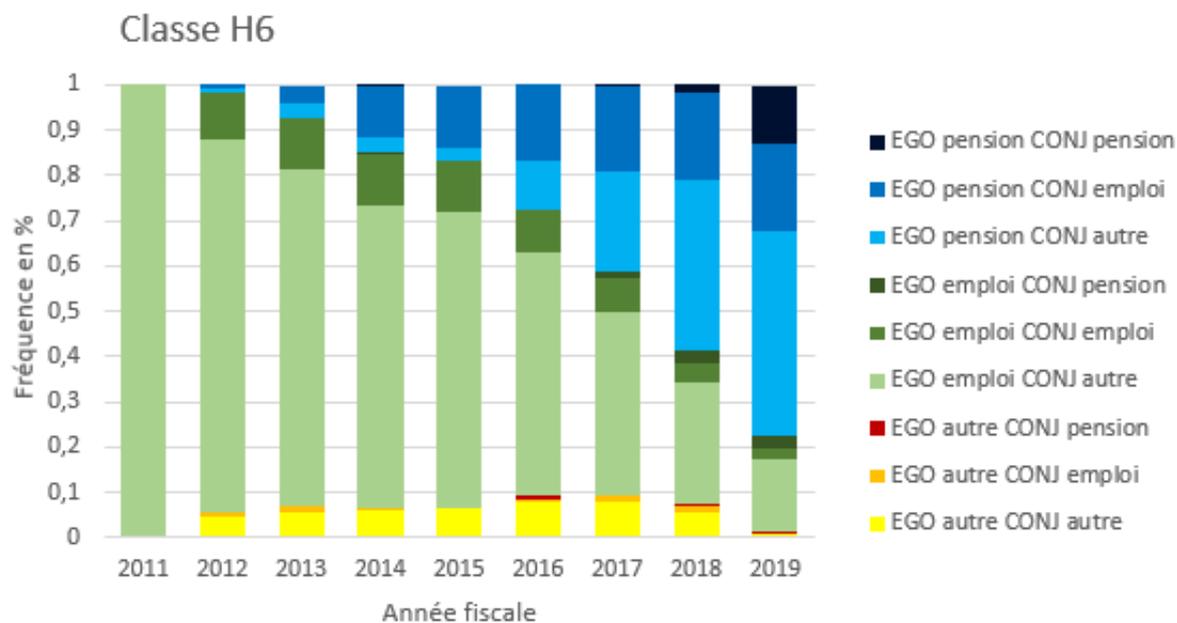
Classe 4



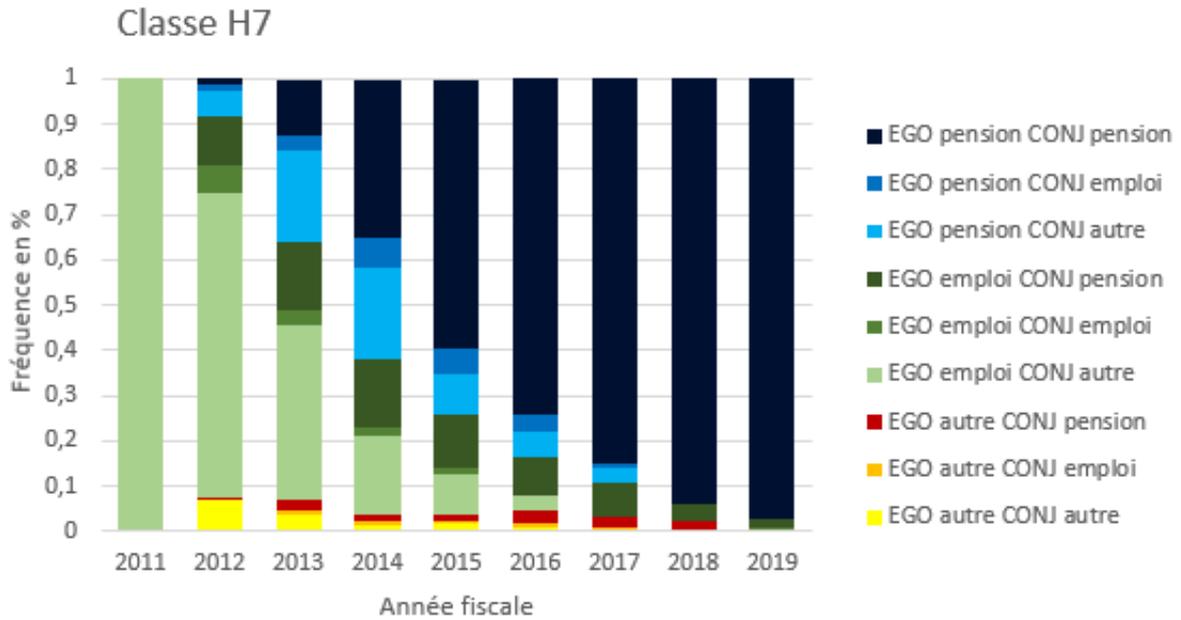
Classe 5



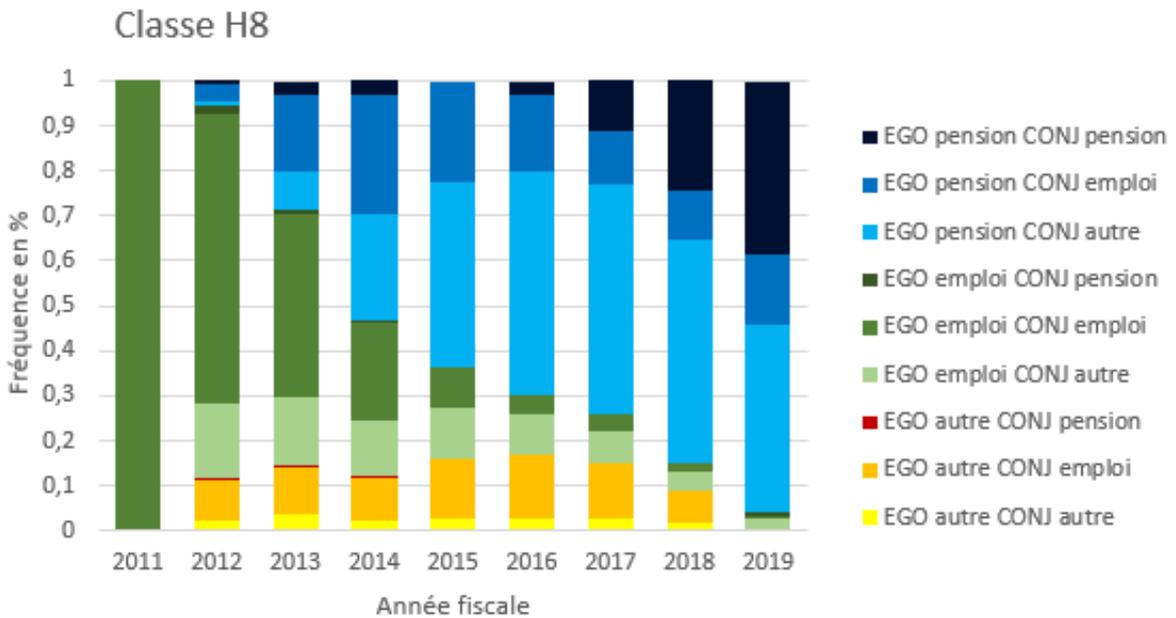
Classe 6



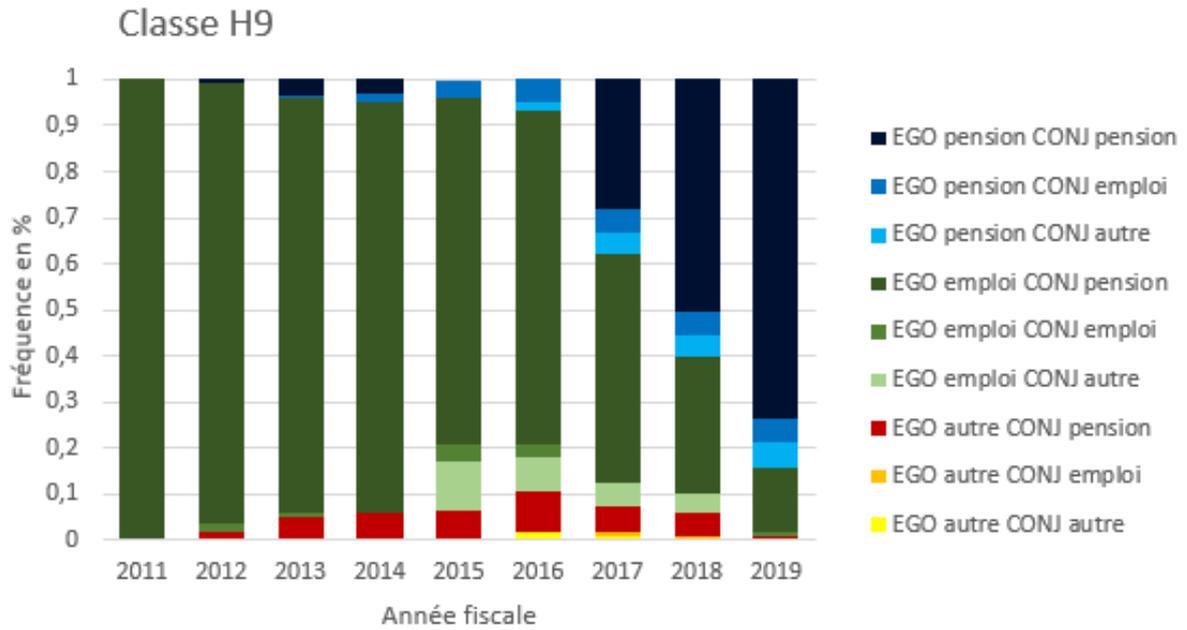
Classe 7



Classe 8



Classe 9



LECTURE : Pour chaque année fiscale est indiquée la ventilation des individus entre les différentes modalités possibles.

CHAMP : Hommes nés en 1952 et mariés avec la même conjointe entre 2010 et 2018, en emploi en 2010 au sens de l'étude.

SOURCE : EDP, Insee

3.3 Huit parcours type de sortie de l'emploi pour les femmes

TABLEAU 6.2 : Synthèse des parcours types de sortie de l'emploi pour les femmes

Classe	Situation à 58 ans	Intitulé	Effectif (% de l'échantillon)	Principaux traits sociodémographiques
1	EGO emploi CONJ pension	Pension rapide	1651 (45,9 %)	Conjoint plus âgé, employée
2	EGO emploi CONJ emploi	Pension un peu décalée : le conjoint reste en emploi	547 (15,2 %)	Revenus élevés, conjoint plus jeune, diplôme du supérieur
3	EGO emploi CONJ emploi	Pension simultanée rapide	392 (10,9 %)	Conjoint plus jeune
4	EGO emploi CONJ pension	Pension tardive	314 (8,7 %)	Conjoint plus âgé
5	EGO emploi CONJ emploi	Pension décalée : le conjoint reste en emploi	268 (7,4 %)	Revenus élevés, revenus du conjoint élevés, conjoint plus jeune, diplôme du supérieur, cadre
6	EGO emploi CONJ emploi	Pension décalée : EGO reste en emploi	182 (5,1 %)	Revenus du conjoint élevés, diplôme du supérieur, cadre
7	EGO emploi CONJ autre	Pension simultanée	155 (4,3 %)	Conjoint plus jeune
8	EGO emploi CONJ autre	Pension décalée : EGO reste en emploi	90 (2,5 %)	Conjoint plus jeune, diplôme du supérieur

LECTURE : La classe 1 compte 1 651 femmes, soit 45,9 % de l'échantillon étudié. Il s'agit de femmes qui à 58 ans sont en emploi alors que leur conjoint bénéficie d'une pension. Ces femmes bénéficient assez rapidement d'une pension (autour de 60 ans). Les femmes qui ont déclaré une catégorie socioprofessionnelle « employée » lors des EAR sont surreprésentées dans cette classe de même que les femmes qui ont conjoint plus âgé qu'elles. CHAMP : Femmes nées en 1952 et mariées avec le même conjoint entre 2010 et 2018, en emploi en 2010 au sens de l'étude.

SOURCE : EDP, Insee

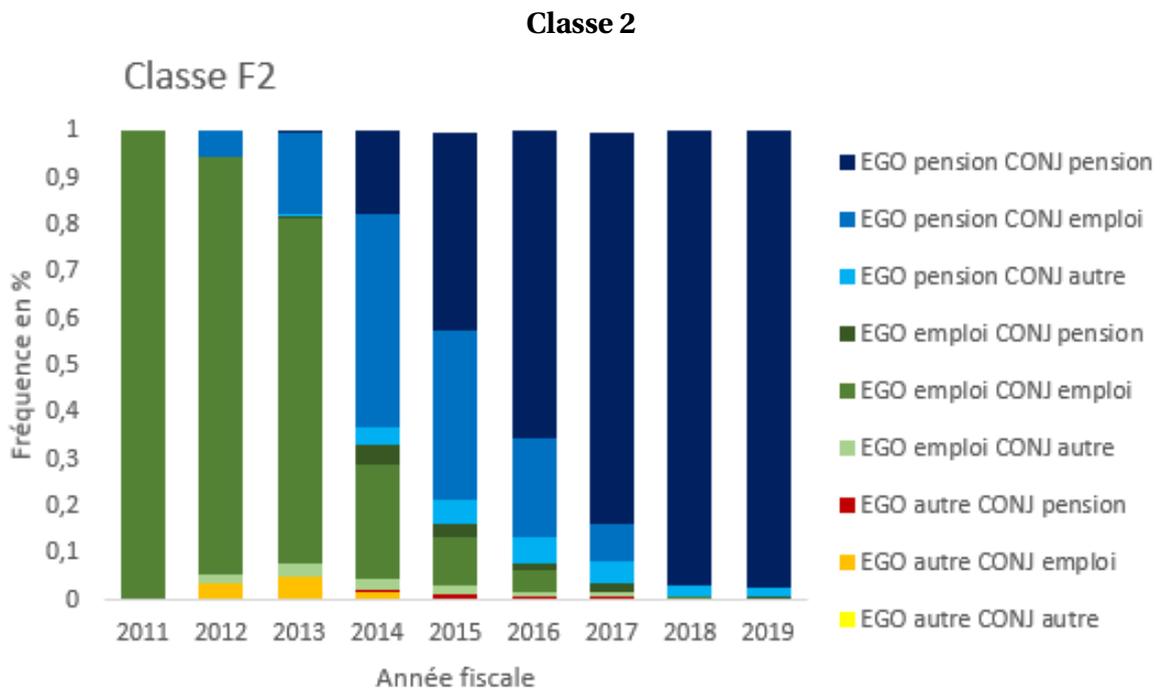
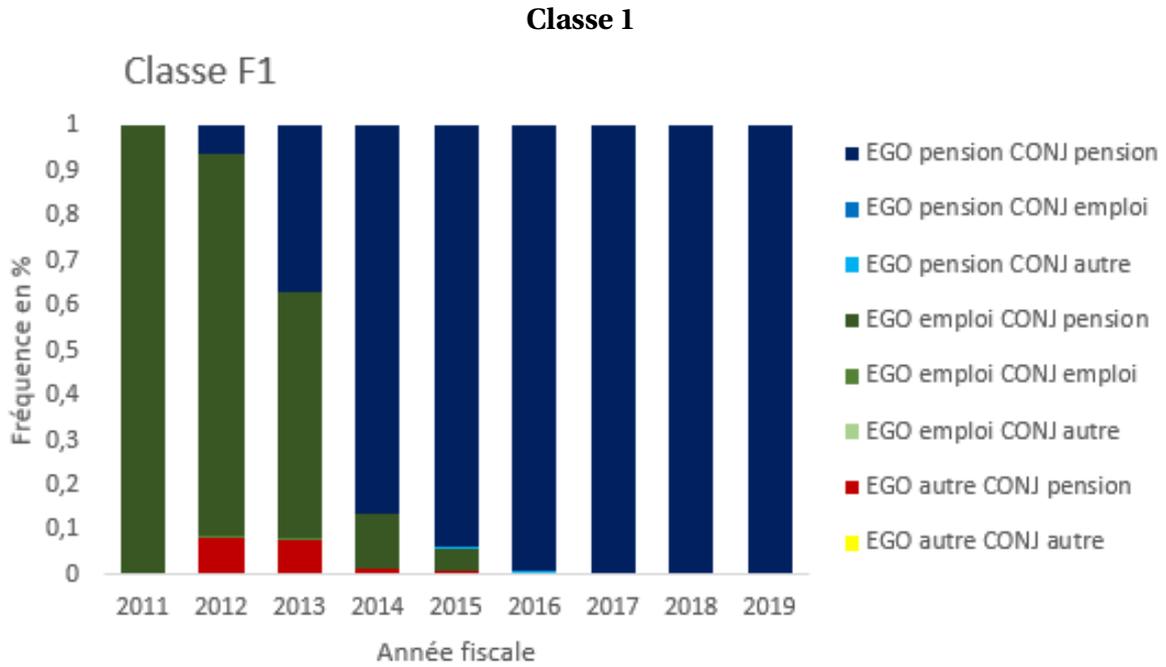
À 58 ans, 55 % des femmes de l'échantillon sont en couple avec un conjoint, souvent plus âgé, qui bénéficie déjà d'une pension. L'écrasante majorité (environ 46 % des femmes de

l'échantillon) prennent leur retraite dès qu'elles atteignent l'âge légal d'ouverture des droits (classe 1, tableau 6.2). Les femmes employées sont surreprésentées dans cette classe. Il s'agit de loin du parcours le plus fréquent de sortie du marché du travail pour les femmes. À l'inverse, environ 9 % des femmes de l'échantillon sortent du marché du travail plus tardivement (autour de 63-64 ans) (classe 4, tableau 6.2). Certaines d'entre elles passent par une situation où elles n'occupent plus d'emploi mais ne bénéficient pas encore d'une pension attendant probablement l'âge d'annulation de la décote qui leur permettra de disposer d'une pension calculée à taux plein dans le cas où elles n'ont pas le nombre de trimestres requis.

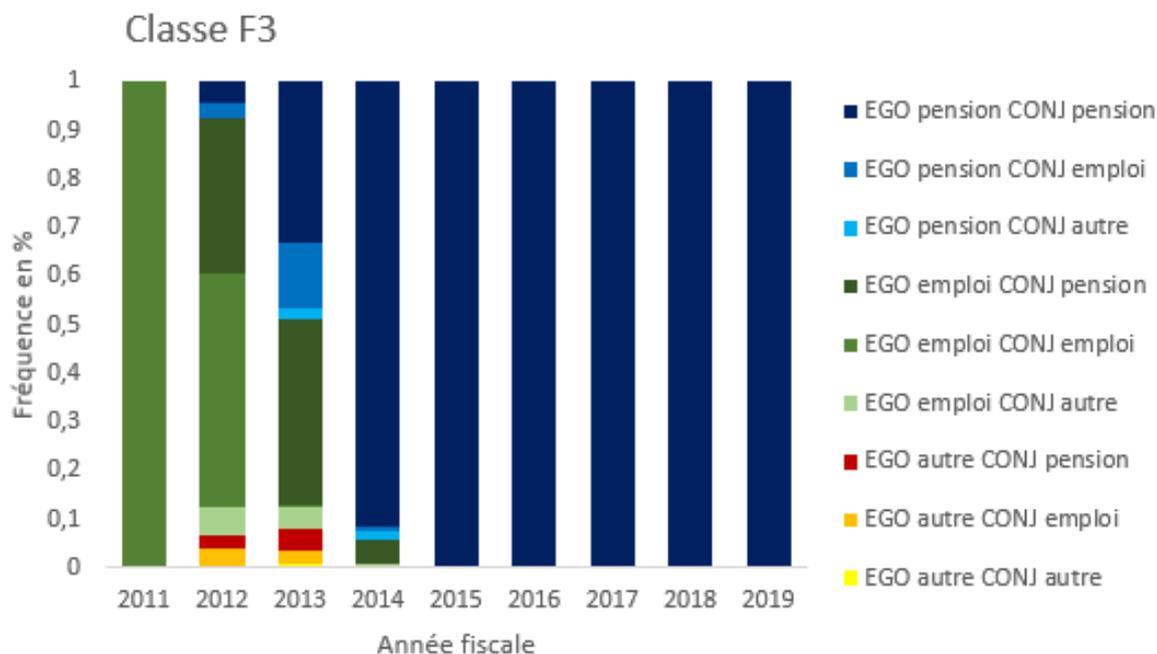
À 58 ans, 39 % des femmes de l'échantillon sont en couple avec un conjoint également en emploi. Parmi ces femmes, les comportements sont relativement diversifiés. Environ 15 % des femmes de l'échantillon prennent leur retraite rapidement (autour de 60-61 ans) mais durant une période relativement courte, leur conjoint (souvent plus jeune) continue d'occuper un emploi (classe 2, tableau 6.2). Ainsi il faut attendre 63 ans pour que la majorité des femmes de cette classe soit à la retraite avec un conjoint également retraité. Les femmes diplômées de l'enseignement supérieur et dont les revenus sont relativement élevés sont surreprésentées dans cette classe. Environ 11 % prennent également leur retraite relativement rapidement mais de manière simultanée avec leur conjoint (classe 3, tableau 6.2). Environ 7 % de ces femmes arrivent à la retraite à un âge un peu plus tardif (autour de 62-63 ans) tandis que leurs conjoints, souvent relativement jeune continue d'occuper un emploi (classe 5, tableau 6.2). À 66 ans, près de 60 % des femmes de cette classe sont retraitées mais en couple avec un conjoint qui occupe un emploi. Les femmes de cette classe sont le plus souvent diplômées de l'enseignement supérieur, elles disposent de revenus relativement élevés et occupent des emplois de cadres. Enfin, environ 5 % de ces femmes sortent du marché du travail tardivement (souvent après 65 ans) alors que leur conjoint a pris sa retraite plus tôt (classe 6, tableau 6.2). Les femmes de cette classe ont un profil proche de celui des femmes de la classe 5.

À 58 ans, 7 % des femmes de l'échantillon sont en couple avec un conjoint, souvent plus jeune, qui est également sorti de l'emploi mais ne bénéficie pas encore d'une pension. Environ 4 % de ces femmes prennent leur retraite relativement tôt (autour de 60 ans), de manière simultanée avec leur mari (classe 7, tableau 6.2). À l'inverse, environ 3 % de ces femmes continuent d'occuper un emploi jusqu'à un âge un peu plus tardif (63-64 ans) alors que leur conjoint reste en dehors du marché du travail (classe 8, tableau 6.2). Ces dernières sont le plus souvent diplômées de l'enseignement supérieur.

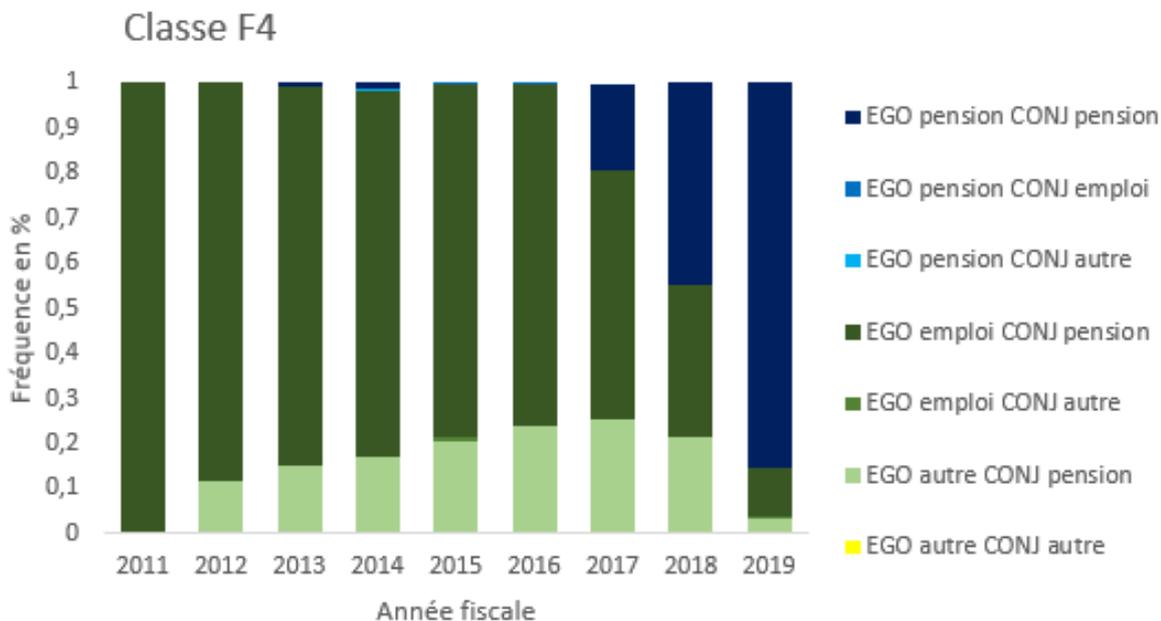
FIGURE 6.12 : Ventilation des femmes nées en 1952 de chaque classe en fonction de l'année fiscale



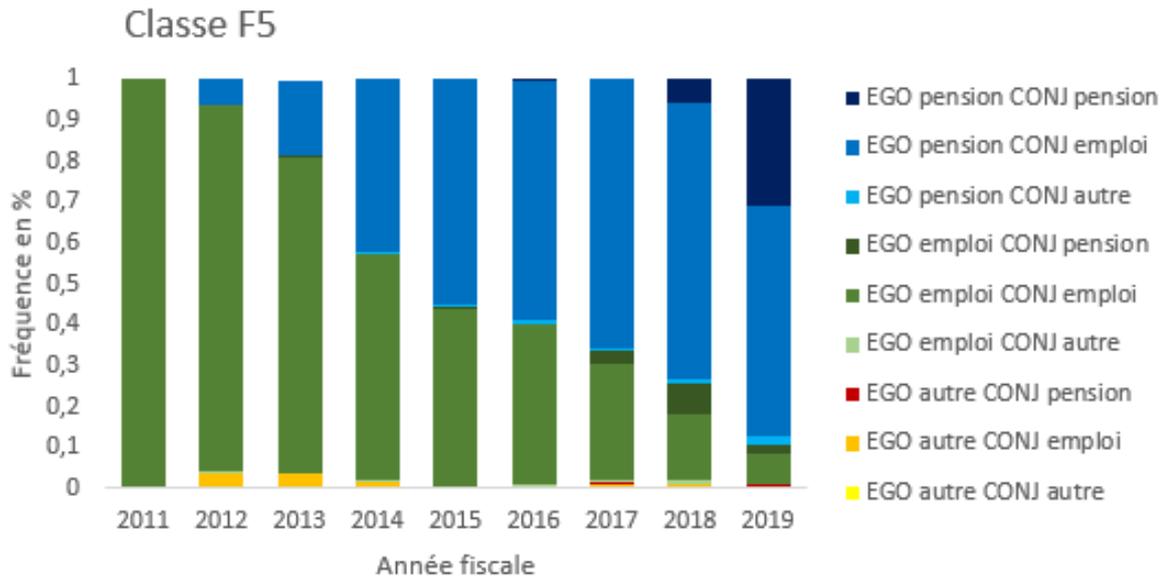
Classe 3



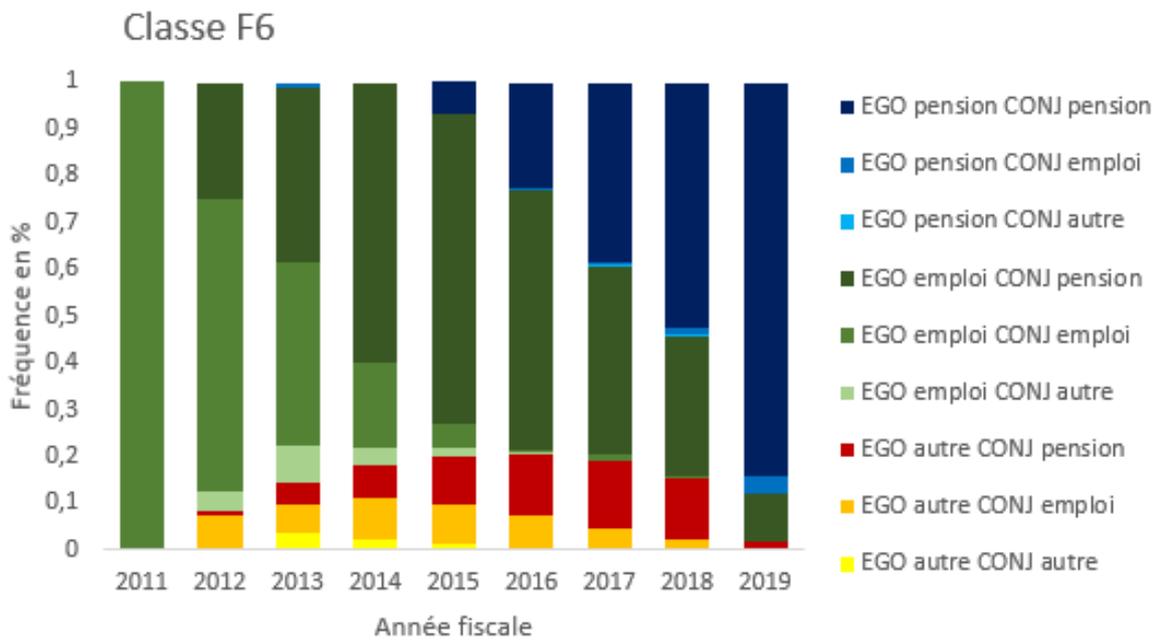
Classe 4



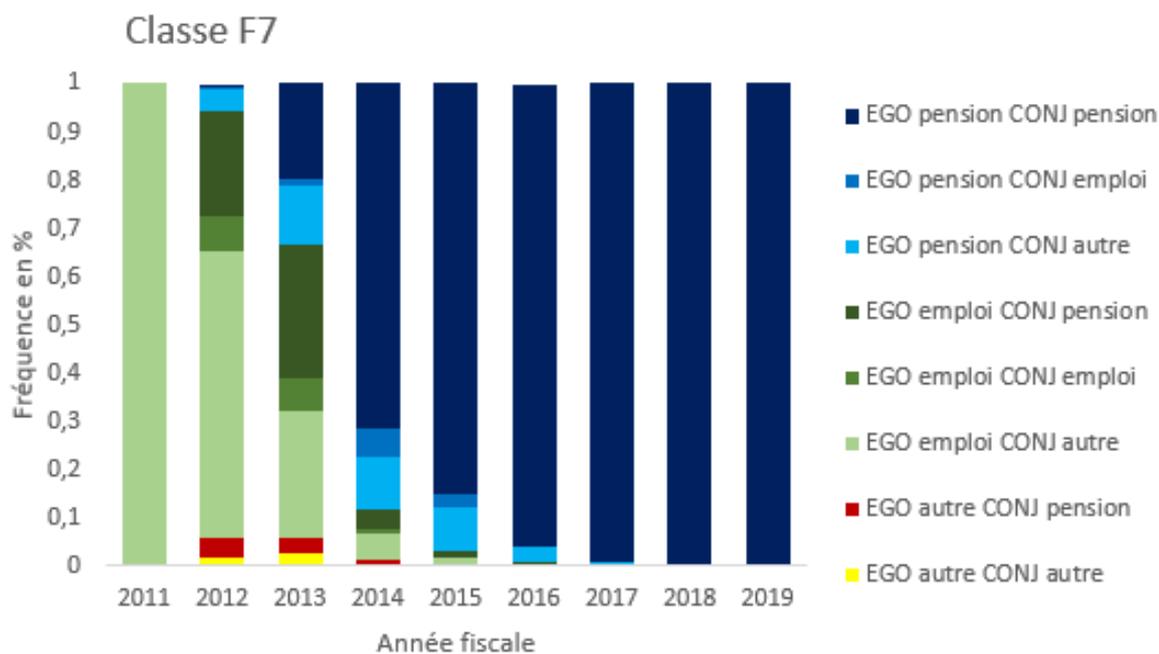
Classe 5



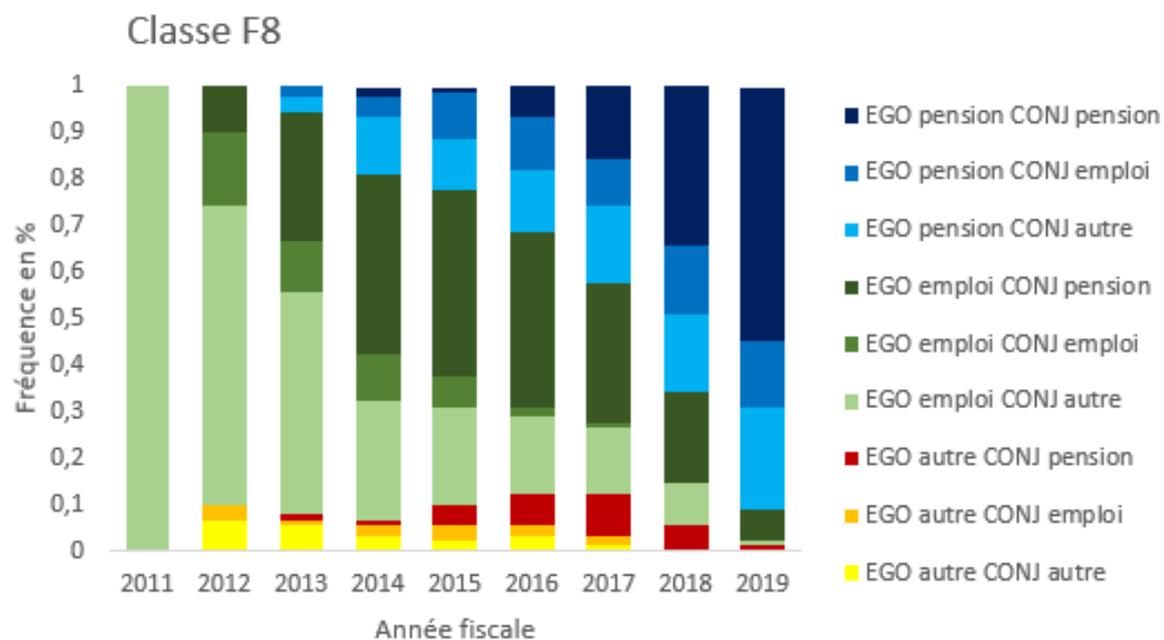
Classe 6



Classe 7



Classe 8



LECTURE : Pour chaque année fiscale est indiquée la ventilation des individus entre les différentes modalités possibles.

CHAMP : Femmes nées en 1952 et mariées avec le même conjoint entre 2010 et 2018, en emploi en 2010 au sens de l'étude.

SOURCE : EDP, Insee

4 Conclusion

Après avoir fourni plusieurs éléments descriptifs concernant la sortie du marché du travail au sein des couples et son évolution au fil des générations en mobilisant sur une longue période les données de l'enquête *Emploi* de l'Insee, le cœur de ce chapitre consiste en la construction d'une typologie des parcours de sortie du marché du travail. Cette typologie qui s'appuie sur la méthode de l'appariement optimal concerne les individus nés en 1952. Plusieurs traits saillants en ressortent.

Pour les hommes, le processus de sortie du marché du travail prend des formes assez diversifiées. Les parcours les plus fréquents consistent en un départ relativement rapide à la retraite et simultanément avec la conjointe, ou un départ également rapide à la retraite mais avec une période de quelques années pendant laquelle la conjointe continue d'occuper un emploi, ce qui s'explique par l'écart d'âge entre les conjoints (en moyenne les hommes ont deux ans et demi de plus que leur conjointe) mais aussi par des départs à la retraite en moyenne plus tardifs chez les femmes. Quand la conjointe est plus âgée et prend sa retraite plus tôt, les hommes prennent en règle générale leur retraite dès qu'ils atteignent l'âge légal d'ouverture des droits. Les comportements sont en revanche plus variés lorsque la conjointe est sortie du marché du travail mais ne dispose pas d'une pension, situation qui correspond probablement le plus souvent à des femmes qui ont connu de longues périodes d'inactivité au cours de leur vie. Pour les femmes, l'un des parcours ressort nettement dans la mesure où il concerne près d'une femme sur deux : il consiste en un départ au moment de l'âge légal dans un contexte où le conjoint, le plus souvent plus âgé est déjà parti à la retraite. En revanche, quand le conjoint est encore en emploi, les comportements sont plus diversifiés même si le plus souvent la sortie du marché du travail des deux conjoints est décalée, le conjoint poursuivant son emploi après le départ à la retraite de sa conjointe.

Ce travail descriptif mériterait d'être complété sur de nombreux aspects. Il souffre notamment de la profondeur historique encore limitée des données fiscales dans l'EDP de l'Insee. Il pourrait ainsi faire l'objet d'une étude plus approfondie et plus riche lorsque cinq à dix années supplémentaires seront disponibles dans la source pour les données fiscales. En outre, l'analyse des sorties du marché du travail au sein des couples est un exercice particulièrement complexe qui implique de tenir compte à la fois de la situation de chacun des conjoints sur le marché du travail mais aussi de l'écart d'âge entre ces derniers et de la réglementation en matière de départ à la retraite qui peut varier d'un individu à l'autre selon son année de naissance et son régime d'affiliation. Par ailleurs, celle-ci évolue rapidement depuis les années 1990 (évolution des paramètres d'âge et de durée). De ce point de vue, l'approche méthodologique proposée ici peut probablement faire l'objet d'enrichissement permettant de mieux comprendre les comportements au moment de la sortie du marché du

travail (par exemple affiner les champs sur lesquels l'appariement optimal est mis en oeuvre en tenant compte non seulement de la situation des couples sur le marché du travail mais aussi de l'écart d'âge entre les conjoints). D'autres sources apparient données administratives sur la retraite et informations sur le conjoint (données fiscales) pourraient également permettre d'enrichir l'analyse.

Annexes

6.A Caractéristiques sociodémographiques des hommes des 9 classes

TABLEAU 6.A.1 : Caractéristiques sociodémographiques des hommes des 9 classes

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5	Classe 6	Classe 7	Classe 8	Classe 9
Effectif	1136	853	673	612	449	442	380	302	121
% de l'échantillon	22,9 %	17,2 %	13,5 %	12,3 %	9,0 %	8,9 %	7,6 %	6,1 %	2,4 %
Revenu EGO									
Q1 < 15 649 €	10,5 %	12,1 %	10,1 %	11,3 %	7,1 %	12,2 %	11,1 %	20,5 %	9,9 %
Q2 15 649 - 22 558 €	19,5 %	26,8 %	22,6 %	23,7 %	14,0 %	21,5 %	23,7 %	23,5 %	14,9 %
Q3 22 558 - 34 170 €	31,8 %	31,5 %	32,2 %	32,2 %	17,1 %	21,0 %	28,9 %	24,5 %	24,0 %
Q4 > 34 170 €	38,2 %	29,5 %	35,1 %	32,8 %	61,7 %	45,2 %	36,3 %	31,5 %	51,2 %
Revenu CONJ									
Q1 < 3 641 €	0,0 %	0,0 %	4,0 %	88,1 %	0,0 %	81,9 %	69,2 %	0,0 %	8,3 %
Q2 3 641 - 13 701 €	14,4 %	20,8 %	38,2 %	11,3 %	16,9 %	17,2 %	25,8 %	48,3 %	38,8 %
Q3 13 701 - 22 245 €	34,5 %	39,0 %	34,8 %	0,7 %	25,8 %	0,5 %	3,4 %	33,1 %	22,3 %
Q4 > 22 245 €	51,1 %	40,2 %	23,0 %	0,0 %	57,2 %	0,5 %	1,6 %	18,5 %	30,6 %
Écart revenu (EGO-CONJ)									
Q1 < 141 €	30,2 %	29,9 %	14,3 %	0,3 %	22,3 %	0,2 %	1,6 %	20,5 %	14,0 %
Q2 -141 - 9 390 €	27,4 %	31,4 %	23,9 %	4,2 %	21,4 %	5,7 %	9,7 %	26,2 %	14,0 %
Q3 9 390 - 21 706 €	22,8 %	24,9 %	34,8 %	31,4 %	17,6 %	30,3 %	26,3 %	26,5 %	23,1 %
Q4 > 21 706 €	19,6 %	13,8 %	27,0 %	64,1 %	38,8 %	63,8 %	62,4 %	26,8 %	48,8 %
Écart d'âge (EGO-CONJ)									
Q1 < 0 an	20,0 %	0,8 %	61,5 %	6,5 %	5,6 %	4,5 %	40,5 %	2,0 %	53,7 %
Q2 0-2 ans	42,2 %	5,6 %	18,3 %	15,4 %	20,7 %	15,4 %	45,5 %	7,9 %	14,9 %
Q3 2-4 ans	28,1 %	21,6 %	11,4 %	33,0 %	26,3 %	18,6 %	10,8 %	31,5 %	13,2 %
Q4 > 4 ans	9,8 %	72,0 %	8,8 %	45,1 %	47,4 %	61,5 %	3,2 %	58,6 %	18,2 %

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5	Classe 6	Classe 7	Classe 8	Classe 9
Diplôme									
% Sans diplôme	6,0 %	12,3 %	6,7 %	14,0 %	6,7 %	16,2 %	10,1 %	13,5 %	4,3 %
% BEP	53,9 %	57,0 %	54,5 %	56,2 %	21,6 %	30,7 %	51,8 %	49,0 %	34,8 %
% Bac	14,0 %	13,9 %	17,8 %	12,5 %	12,6 %	11,1 %	13,0 %	14,7 %	9,8 %
% Diplôme supérieur	25,8 %	16,6 %	20,6 %	17,3 %	57,6 %	41,5 %	24,6 %	22,3 %	50,0 %
CSP									
% Agriculteurs	4,0 %	2,5 %	2,5 %	2,1 %	2,2 %	5,7 %	4,1 %	5,6 %	6,5 %
% Artisans	11,5 %	12,9 %	9,2 %	11,0 %	11,0 %	17,9 %	13,9 %	15,5 %	12,0 %
% Cadres	21,8 %	13,4 %	16,9 %	15,2 %	48,3 %	32,4 %	23,1 %	21,1 %	43,5 %
% Prof. Inter.	28,9 %	24,4 %	30,0 %	22,6 %	17,4 %	14,8 %	20,4 %	18,3 %	19,6 %
% Employés	10,2 %	13,0 %	11,1 %	11,0 %	9,0 %	9,7 %	8,6 %	9,2 %	3,3 %
% Ouvriers	23,3 %	33,2 %	29,7 %	38,0 %	10,7 %	19,6 %	29,6 %	29,9 %	15,2 %

NOTE : Les quartiles de revenu sont calculés à partir de l'ensemble des revenus liés à la personne lors de l'année fiscale 2018. L'écart de revenu est donné par la différence entre les revenus de la personne et ceux de son conjoint. L'écart d'âge est donné par la différence entre l'âge de la personne et celui de son conjoint. Tous les quartiles sont calculés séparément pour les hommes et pour les femmes. Les valeurs des quartiles sont précisés (les revenus sont annuels et correspondent aux revenus de l'année fiscale 2018).

LECTURE : La classe 1 est composée de 1 136 hommes, soit 22,9 % de l'échantillon sélectionné. 10,5 % de ces hommes appartiennent au premier quartile de la distribution des revenus déclarés en 2010. Ce premier quartile correspond à des hommes dont les revenus annuels étaient inférieurs à 15 649 euros en 2018.

CHAMP : Hommes nés en 1952 et mariés avec la même conjointe entre 2010 et 2018, en emploi en 2010 au sens de l'étude.

SOURCE : EDP, Insee

6.B Caractéristiques sociodémographiques des femmes des 8 classes

TABLEAU 6.A.2 : Caractéristiques sociodémographiques des femmes des 8 classes

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5	Classe 6	Classe 7	Classe 8
Effectif	1651	547	392	314	268	182	155	90
% de l'échantillon	45,9 %	15,2 %	10,9 %	8,7 %	7,4 %	5,1 %	4,3 %	2,5 %
Revenu EGO								
Q1 < 2 370 €	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Q2 2 370 - 12 669 €	19,1 %	14,3 %	15,8 %	34,4 %	14,9 %	22,0 %	16,1 %	22,2 %
Q3 12 669 - 21 983 €	40,7 %	32,4 %	38,3 %	34,4 %	29,5 %	30,2 %	38,7 %	34,4 %
Q4 > 21 983 €	40,2 %	53,4 %	45,9 %	31,2 %	55,6 %	47,8 %	45,2 %	43,3 %
Revenu CONJ								
Q1 < 15 446 €	28,2 %	8,2 %	11,0 %	29,9 %	6,3 %	12,6 %	54,2 %	87,8 %
Q2 15 446 - 21 710 €	31,4 %	16,8 %	15,3 %	33,1 %	15,7 %	12,6 %	21,9 %	3,3 %
Q3 21 710 - 32 000 €	25,4 %	28,2 %	32,9 %	18,2 %	23,9 %	21,4 %	18,1 %	2,2 %
Q4 > 32 000 €	15,0 %	46,8 %	40,8 %	18,8 %	54,1 %	53,3 %	5,8 %	6,7 %
Ecart revenu (EGO-CONJ)								
Q1 < -20 706 €	6,2 %	24,3 %	20,9 %	8,6 %	31,0 %	29,7 %	1,3 %	1,1 %
Q2 -20706 - -9 063 €	14,1 %	21,4 %	23,5 %	21,3 %	21,6 %	23,6 %	9,0 %	3,3 %
Q3 -9 063 - 34 €	31,1 %	28,5 %	25,8 %	27,7 %	22,0 %	19,8 %	17,4 %	8,9 %
Q4 > 34 €	48,6 %	25,8 %	29,8 %	42,4 %	25,4 %	26,9 %	72,3 %	86,7 %
Écart d'âge (EGO-CONJ)								
Q1 < -4 ans	31,1 %	1,5 %	3,1 %	40,8 %	0,7 %	10,4 %	4,5 %	14,4 %
Q2 -4 - -2 ans	32,5 %	5,7 %	8,4 %	28,3 %	3,0 %	20,3 %	7,1 %	7,8 %
Q3 -2 - 0 ans	25,6 %	17,9 %	49,5 %	22,9 %	11,9 %	35,7 %	44,5 %	32,2 %
Q4 > 0 an	10,9 %	75,0 %	39,0 %	8,0 %	84,3 %	33,5 %	43,9 %	45,6 %
Diplôme								
% Sans diplôme	9,8 %	4,9 %	8,2 %	15,4 %	5,9 %	8,9 %	7,5 %	15,6 %
% BEP	62,9 %	51,0 %	53,8 %	57,9 %	38,5 %	32,2 %	51,1 %	35,1 %
% Bac	13,6 %	14,1 %	19,0 %	13,8 %	17,6 %	18,5 %	18,8 %	15,6 %
% Diplôme supérieur	13,6 %	30,1 %	19,0 %	13,0 %	37,1 %	39,7 %	22,6 %	32,5 %

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5	Classe 6	Classe 7	Classe 8
CSP								
% Agriculteurs	3,0 %	0,9 %	0,9 %	5,9 %	1,8 %	0,7 %	2,3 %	1,3 %
% Artisans	3,7 %	3,6 %	4,4 %	9,4 %	2,3 %	6,8 %	5,3 %	10,4 %
% Cadres	6,1 %	14,9 %	9,9 %	8,3 %	22,2 %	28,1 %	9,8 %	10,4 %
% Prof. Inter.	22,2 %	30,3 %	30,1 %	16,5 %	32,6 %	21,2 %	30,1 %	29,9 %
% Employés	54,1 %	42,9 %	47,1 %	47,6 %	32,6 %	34,9 %	43,6 %	40,3 %
% Ouvriers	10,1 %	7,0 %	6,7 %	8,7 %	7,2 %	4,8 %	8,3 %	3,9 %

NOTE : Les quartiles de revenu sont calculés à partir de l'ensemble des revenus liés à la personne lors de l'année fiscale 2018. L'écart de revenu est donné par la différence entre les revenus de la personne et ceux de son conjoint. L'écart d'âge est donné par la différence entre l'âge de la personne et celui de son conjoint. Tous les quartiles sont calculés séparément pour les hommes et pour les femmes. Les valeurs des quartiles sont précisés (les revenus sont annuels et correspondent aux revenus de l'année fiscale 2018).

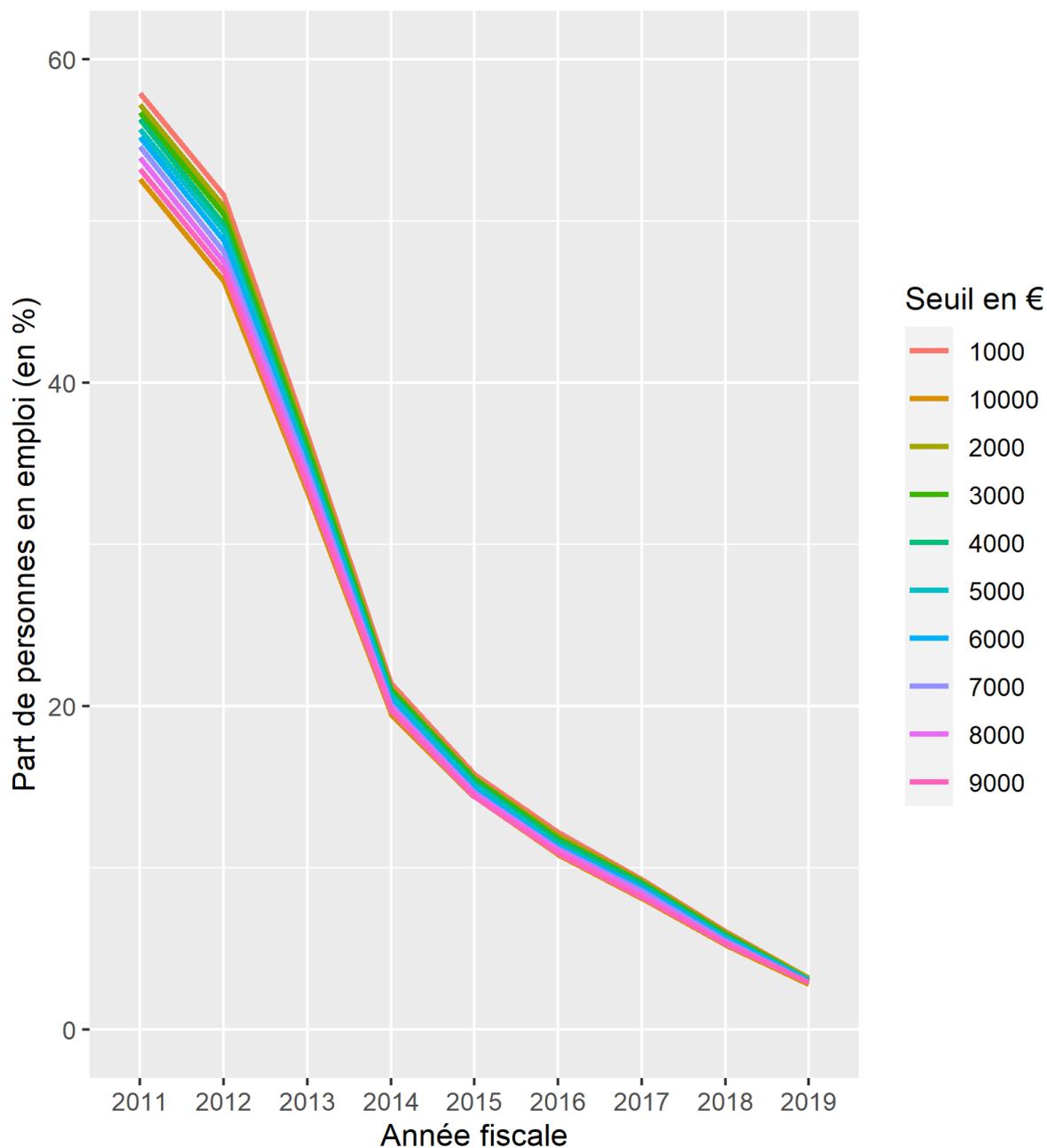
LECTURE : La classe 1 est composée de 1 651 femmes, soit 45,9 % de l'échantillon sélectionné. 19,1 % de ces femmes appartiennent au deuxième quartile de la distribution des revenus déclarés en 2010. Ce quartile correspond à des femmes dont les revenus annuels étaient compris entre 2 370 et 12 669 euros en 2018.

CHAMP : Femmes nées en 1952 et mariées avec la même conjointe entre 2010 et 2018, en emploi en 2010 au sens de l'étude.

SOURCE : EDP, Insee

6.C Sensibilité de l'analyse au seuil de revenus d'activité retenu pour déterminer l'emploi

FIGURE 6.A.1 : Part des personnes en emploi par année fiscale chez les hommes nés en 1952 selon le seuil de revenus d'activité annuels retenu pour déterminer l'emploi

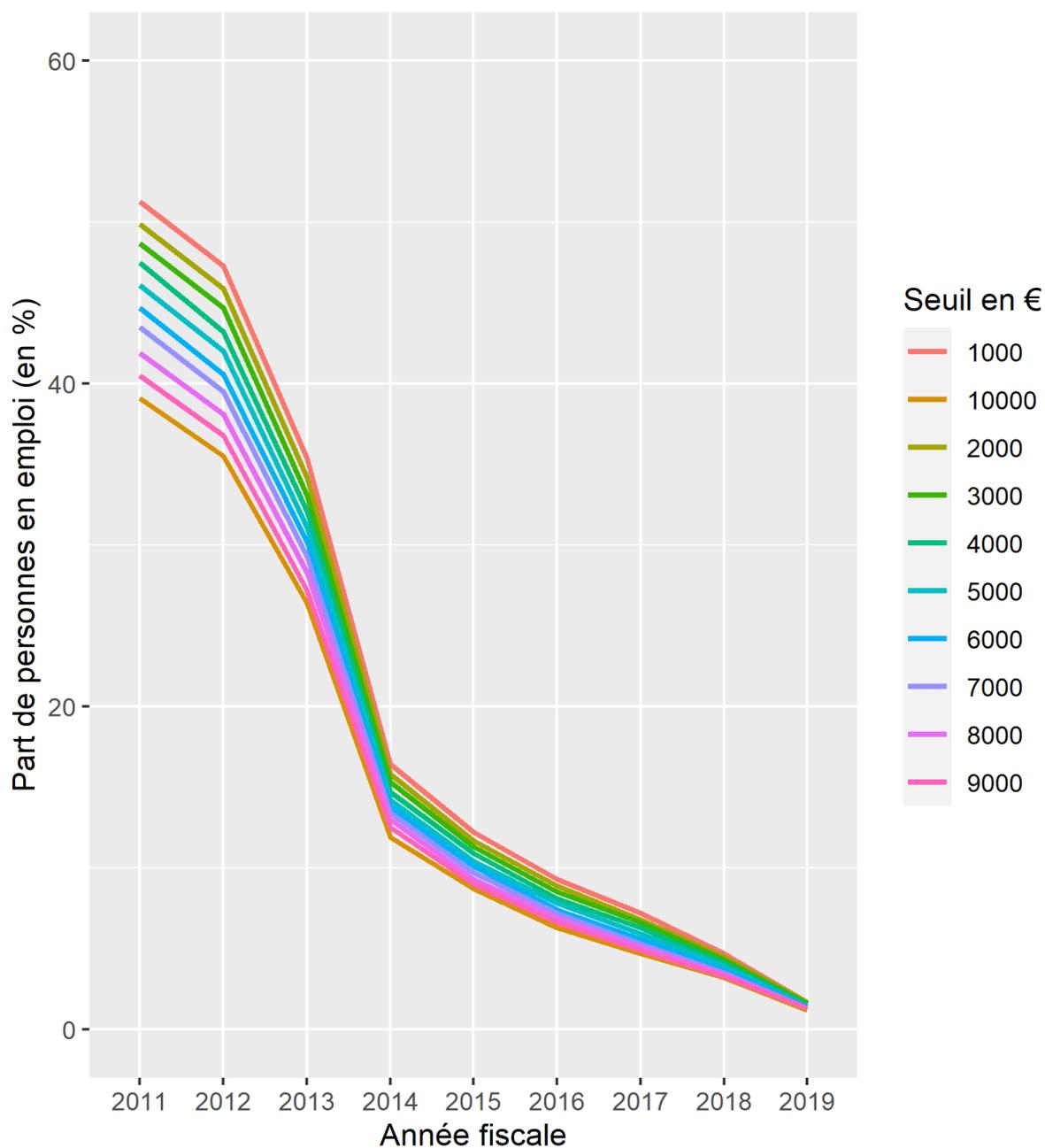


LECTURE : En 2011, 52,6 % des hommes sont en emploi en retenant un seuil de 10 000 euros de revenus d'activité annuels. Cette proportion passe à 57,9 % avec un seuil de 1 000 euros annuels.

CHAMP : Hommes nés en 1952 et mariés avec la même conjointe entre 2010 et 2018.

SOURCE : EDP, Insee

FIGURE 6.A.2 : Part des personnes en emploi par année fiscale chez les femmes nées en 1952 selon le seuil de revenus d'activité annuel retenu pour déterminer l'emploi



LECTURE : En 2011, 39,1 % des femmes sont en emploi en retenant un seuil de 10 000 euros de revenus d'activité annuels. Cette proportion passe à 51,3 % avec un seuil de 1 000 euros annuels.

CHAMP : Femmes nées en 1952 et mariées avec le même conjoint entre 2010 et 2018.

SOURCE : EDP, Insee

Conclusion générale

Les pays occidentaux, dont la France, connaissent depuis les années 1970 des évolutions démographiques majeures : vieillissement de la population et diminution de la taille des ménages en raison à la fois du vieillissement démographique mais aussi de l'accroissement des ruptures conjugales. Ces tendances sont appelées à se poursuivre dans les décennies qui viennent. Ce travail de doctorat cherche à étudier les conséquences de ces mutations structurelles sur le niveau des inégalités. Cette conclusion synthétise les principaux apports de la thèse, en discute les limites et ébauche des pistes de recherche susceptibles d'en approfondir les résultats.

1 Apports et enseignements en termes de politiques publiques

La première partie de la thèse se concentre sur la problématique de l'estimation des échelles d'équivalence. Ces échelles visent à prendre en compte les économies d'échelle qui résultent de la mise en commun des dépenses et des ressources au sein des ménages. Elles constituent à la fois un enjeu statistique et politique. Un enjeu statistique d'abord, car elles sous-tendent le calcul des indicateurs d'inégalité et de pauvreté (taux de pauvreté, rapport interdécile, coefficient de Gini, etc.). Un enjeu politique ensuite, car elles sont utilisées de manière implicite dans le calcul des barèmes de plusieurs prestations sociales (RSA, AAH, prestations familiales, aides au logement, etc.) et de l'impôt sur le revenu.

Le **chapitre 1** met en lumière les problèmes méthodologiques que pose l'estimation d'une échelle d'équivalence. Il montre qu'avec les outils et les données aujourd'hui disponibles, l'incertitude demeure importante concernant le niveau des coefficients. Les estimations suggèrent qu'il est préférable d'évoquer un « ordre des possibles » assez large pour les coefficients plutôt que de statuer sur une échelle unique. Cet ordre des possibles contient la quasi-totalité des échelles d'équivalence utilisées aujourd'hui, que ce soit les échelles utilisées pour le calcul des statistiques de niveau de vie (échelle de l'OCDE modifiée) ou celles utilisées implicitement pour construire les barèmes des différentes prestations sociales. Par ailleurs, les résultats indiquent que si le niveau général des inégalités est assez robuste au choix des coefficients retenus parmi l'ordre des possibles, la composition de la population pauvre, en termes de types de ménages et de classes d'âges, y est en revanche très sensible. Ce chapitre met en lumière la forte incertitude qui entoure l'estimation du niveau des économies d'échelle au sein des ménages, outil très utilisé dans le calibrage des barèmes des prestations sociales et de l'impôt sur le revenu.

Le **chapitre 2** décrit les enjeux que posent les nouvelles configurations familiales issues des séparations conjugales (familles monoparentales et personnes seules ayant au moins partiellement la charge d'un enfant) pour le calcul d'échelles d'équivalence. Les résultats des estimations confirment que ces ménages sont mal pris en compte par les échelles les plus couramment utilisées. Cela a pour conséquence une sur-estimation du niveau de vie de ces ménages et mécaniquement une sous-estimation de leur taux de pauvreté, pourtant déjà élevé. Ces résultats valident la pertinence de certains dispositifs de politiques publiques (demie part fiscale pour les parents qui ont élevé des enfants seuls, majoration temporaire du barème du RSA pour les parents isolés, etc.) mais invite aussi à une refonte plus profonde du barème de certaines prestations sociales destinées à ces publics (RSA, allocations logement, mode de calcul des parts fiscales pour l'impôt sur le revenu, etc.).

Les **chapitres 3 et 4** qui compose la deuxième partie de la thèse se focalisent sur l'analyse des inégalités au sein du système de retraite français.

Le **chapitre 3** dresse un panorama des dispositifs de solidarité du système : minimum de pension, trimestres accordés pour les périodes de non-emploi, départs anticipés à la retraite, bonification pour les parents d'au moins trois enfants, etc. Ces dispositifs représentent 16 % des masses de prestations de droit propre distribuées en 2016, soit 44 milliards d'euros sur les 269 milliards versés cette année-là. Cette proportion varie fortement selon le profil des retraités (niveau de la pension, sexe, nombre d'enfants, régimes d'affiliation, etc.). L'accumulation de réformes et de mesures plus ponctuelles (dont certaines n'avaient jamais fait l'objet d'évaluation) depuis la création du système a conduit à la juxtaposition de mécanismes dont la cohérence d'ensemble n'a pas nécessairement été pensée. Ce chapitre participe à la clarification de ces outils de politique publique en documentant les montants en jeu et les sous-populations d'assurés qui en sont bénéficiaires. Il quantifie le poids relatif des composantes contributive et non-contributive du système de retraite. Il identifie les mécanismes qui jouent un rôle majeur dans la progressivité du système (comme les minimas de pension) et ceux au contraire qui n'y contribuent quasiment pas (majoration de pension pour les parents d'au moins trois enfants, départs anticipés à la retraite).

Le **chapitre 4** propose une évaluation des réformes des retraites menées depuis 2010 sur l'équité inter et intragénérationnelle. Elle se réfère pour cela aux quatre indicateurs d'équité définis par le Conseil d'orientation des retraites. D'une part, la durée de retraite et le niveau des pensions pour la composante qui correspond aux bénéfices que les assurés tirent du système. D'autre part, la durée de carrière et le niveau des cotisations pour la composante qui correspond aux contributions que les assurés fournissent au système. Les résultats des simulations sont partagés selon l'indicateur d'équité étudié. Les générations les plus jeunes seront désavantagées en termes de taux de remplacement et de taux de cotisations : elles cotiseront davantage (en proportion de leurs salaires) et bénéficieront de pensions de re-

traite plus faibles que leurs aînées. En revanche, elles devraient connaître une durée de retraite plus longue du fait des gains projetés d'espérance de vie, et une durée de carrière plus courte en proportion de leur durée de vie. Ce constat suggère que l'objectif d'équité entre les générations, objectif fixé par la loi, est respecté. Sur le plan de l'équité intragénérationnelle, les simulations montrent que la mesure de relèvement de l'âge d'annulation de la décote (contenue dans la réforme de 2010) est la plus anti-redistributive au sens où elle pénalise davantage les assurés aux faibles revenus (ou bien en dehors de l'emploi) que les assurés aux revenus les plus élevés. Enfin, du point de vue du législateur ce chapitre apporte de nombreux éclairages : il détaille pour une grande diversité de mesures (relèvement des deux bornes d'âges, de la durée d'assurance requise, dégradation des modalités d'acquisition des droits dans les régimes complémentaires en points, mesures sur la revalorisation des pension, etc.) les effets sur les droits à retraite pour différentes générations et pour différentes sous-populations.

La troisième partie de la thèse (**chapitres 5 et 6**) documentent les évolutions des taux d'activité et d'emploi depuis les années 1970.

Le **chapitre 5** s'attache à décrire l'évolution des taux d'activité, d'emploi et d'emploi en équivalent temps plein des hommes et des femmes au fil des générations. Pour les âges du cœur de la vie active, il fait état d'une forte progression des taux d'emploi des femmes au fil des générations mais montre que cette tendance s'essouffle pour les générations de femmes nées après 1975. Pour les hommes, une diminution lente mais continue des taux d'emploi est observée. Pour les âges proches de la retraite, les résultats mettent en évidence une forte progression des taux d'emploi en lien avec les mesures d'incitation à l'emploi des seniors (réforme du système de retraite et des préretraites). Ce chapitre montre aussi que derrière les tendances générales, les situations sont très hétérogènes selon les sous-populations étudiées. Les hommes les moins qualifiés sont ceux qui ont connu la plus forte baisse de leur taux d'emploi. Symétriquement, les femmes les moins qualifiées sont celles pour lesquelles la diminution de l'inactivité a le plus souvent pris la forme d'emplois à temps partiel.

Le **chapitre 6** se concentre sur le processus de sortie du marché du travail des personnes vivant en couple en fonction de la situation du conjoint. L'analyse montre qu'une part croissante des femmes poursuivent leur activité professionnelle alors que leur conjoint est déjà sorti de l'emploi. Ces dernières ont dès lors tendance à partir à la retraite le plus rapidement possible lorsqu'elles atteignent l'âge légal d'ouverture des droits. Plusieurs parcours type de sortie du marché du travail se dégagent. Environ 50 % des femmes en emploi sont, à 58 ans, en couple avec un conjoint déjà à la retraite et partent à la retraite dès qu'elles atteignent l'âge légal d'ouverture des droits. Pour les hommes en emploi les situations sont plus variées. Environ la moitié d'entre eux sont à 58 ans en couple avec une conjointe en emploi. Une partie de ces hommes prennent leur retraite avant leur conjointe qui les y rejoint rapidement.

Une autre partie d'entre eux ne sont rejoints que plus tardivement par leur conjointe. L'interdépendance entre les choix des conjoints suggère que les évaluations de politique publique des mesures de relèvement des bornes d'âge du système ou d'allongement de la durée de cotisation sous-estiment probablement les rendements financiers qu'elles génèrent. En effet, en plus de repousser les âges de liquidation des assurés concernés, elles jouent par ricochet sur les âges de liquidation des conjoints à une période de la vie où la plupart des personnes vivent en couple.

2 Pistes de développements futurs

Les questions de recherche traitées dans cette thèse sont susceptibles de faire l'objet de nombreux approfondissements à la fois théoriques, méthodologiques ou empiriques. En particulier, les éclairages apportés par les travaux présentés ici dépendent étroitement des sources de données disponibles. Or, celles-ci évoluent à un rythme rapide, rendant possibles de nouvelles explorations.

Concernant la problématique de l'estimation des échelles d'équivalence, problématique au coeur **des chapitres 1 et 2**, l'enquête *Budget de famille* de 2011 de l'Insee offrait déjà des possibilités nouvelles par rapport aux éditions précédentes. D'une part, les informations concernant les revenus des ménages y étaient plus fiables, car obtenues directement par appariement avec des sources administratives (elles étaient obtenues par déclaration des ménages dans les éditions précédentes). D'autre part, pour la première fois, le questionnaire avait été enrichi de renseignements nouveaux concernant les enfants résidant la plupart du temps hors du domicile. Ces derniers sous-tendent une partie des analyses présentées dans **le chapitre 2**. L'édition 2017 de l'enquête *Budget de famille* comporte de nouvelles avancées. Les familles monoparentales résidant en France métropolitaine ont fait l'objet d'un sur-échantillonnage à partir des fichiers d'allocataires de la Caisse nationale des allocations familiales (Cnaf) facilitant les analyses propres à cette sous-population. Ces données ont déjà fait l'objet d'une exploitation dans le cadre d'une vaste étude publiée très récemment par la Drees (Pinel *et al.*, 2023), étude dont la méthodologie s'inspire largement des travaux qui composent cette thèse. Cette publication propose par ailleurs de nombreux approfondissements : elle distingue notamment les enfants selon qu'ils résident à 100 % dans la résidence principale, en garde alternée, ou encore qu'ils disposent seulement d'un droit de visite dans le logement. Les estimations aboutissent, selon la méthodologie adoptée, à un coût relatif de l'enfant en garde alternée compris entre 57 % et 75 % de celui d'un enfant en résidence principale. Pour l'enfant avec un droit de visite, l'estimation du coût relatif fluctue entre 0 % et 45 %. La plupart des résultats de l'étude (prise en compte des familles monoparentales, seuil d'âge à retenir pour le coût de l'enfant) confirment les résultats présentés

dans le **chapitre 2**.

Dans le domaine des retraites, sujet dont les **chapitres 3, 4 et 6** sont connexes, le système statistique a également fait l'objet de nouveaux enrichissements. Les données de l'*Échantillon interrégime de retraités* (EIR) de la Drees ont été appariées avec les données fiscales de l'*Échantillon démographique permanent* (EDP) de l'Insee. Cette nouvelle base de données apporte, *via* les données fiscales, des informations concernant le conjoint de la personne retraitée et les revenus globaux du ménage. Elle a déjà été mobilisée pour estimer le non recours au minimum vieillesse (Meinzel, 2022). Par rapport aux données de l'EDP mobilisées dans le **chapitre 6**, l'appariement de l'EIR et des données fiscales fournit des informations concernant la liquidation des droits à retraite (départ au taux plein, éventuelle décote ou surcote, nombre de trimestres validés, départ au titre d'une carrière longue ou d'un métier pénible, etc.), informations qui pourraient venir enrichir la typologie dégagée.

Sur un autre plan, les analyses portant sur l'équité intergénérationnelle du système de retraite mériteraient d'être actualisées pour tenir compte des évolutions réglementaires liées à la loi de financement rectificative de la Sécurité sociale du 14 avril 2023. Votée très récemment, celle-ci prévoit notamment le relèvement progressif de 62 à 64 ans de l'âge légal d'ouverture des droits et une augmentation de la durée d'assurance requise pour le taux plein pour certaines générations. Ces mesures sont susceptibles de faire évoluer le constat issu du **chapitre 4**, constat du respect d'une certaine équité dans le traitement par le système de retraite des différentes générations. En effet, la compensation d'un niveau de pension plus faible et de taux de cotisation plus élevés pour les jeunes génération (par rapport à leurs aînées) par une durée de retraite plus longue et une durée de carrière un peu plus courte pourrait être remise en question. L'analyse en termes d'équité intragénérationnelle de cette réforme serait également riche d'enseignement puisque de nombreuses mesures ont vocation à en atténuer l'impact pour certains assurés (extension du dispositif carrières longues, revalorisation du minimum contributif, etc.).

D'un point de vue plus conceptuel, l'étude consacrée aux mécanismes de solidarité du système de retraite présentée dans le **chapitre 3** se concentre sur les seuls mécanismes explicites de solidarité. Deux conceptions de la solidarité sont dissociées : l'une au « sens strict » qui recouvre les effets directs des droits accordés au titre de la solidarité, l'autre « au sens large », qui ajoute à la première l'effet indirect de certains dispositifs ainsi que d'autres dispositifs dont le qualificatif de solidarité peut être discuté. Néanmoins, elle laisse de côté tous les mécanismes implicites de solidarité qui correspondent, de fait, à des éléments « du cœur du système » : la règle du calcul de la pension de retraite sur les 25 meilleures années dans les régimes alignés ou les 6 derniers mois pour ceux de la fonction publique, la règle de validation d'un trimestre pour une rémunération équivalente à 150 heures Smic, la majoration à 1 du coefficient de proratisation des pensions, le traitement différentiel des revenus d'ac-

tivité selon qu'ils soient au-dessus ou en-dessous du plafond de la Sécurité sociale, etc. Un enrichissement intéressant serait d'en évaluer les masses de prestations associées et les effets redistributifs qu'ils induisent. Ce travail, déjà en partie mené (Aubert et Bachelet, 2012; Aubert et Duc, 2012), implique de mobiliser des sources qui renseignent sur la carrière des assurés comme les modèles de microsimulation.

Enfin, l'approche générationnelle des évolutions du marché du travail mise en oeuvre dans **le chapitre 5** pourrait également être étendue à d'autres dimensions de l'emploi. Les personnes à temps partiel pourraient être distinguées selon que ce temps partiel est subi ou choisi puisque les conséquences ne sont pas les mêmes pour les personnes concernées. Par ailleurs, les personnes en emploi pourraient également être distinguées selon que cet emploi correspond à un emploi stable (contrat à durée indéterminé, emploi de fonctionnaire, etc.) ou non (contrat à durée déterminée de courte durée, mission intérimaire, etc.). Cette démarche permettrait de mesurer la progression générale des formes particulières d'emplois au fil des générations mais aussi d'étudier cette progression selon le niveau de qualification ou le nombre d'enfants à charge. Parmi les personnes inactives, il serait aussi possible d'isoler les personnes dans le halo du chômage, c'est-à-dire les personnes souhaitant occuper un emploi mais n'en recherchant pas. Des travaux en ce sens sont en cours. Ils impliquent de limiter la profondeur historique de l'analyse car les questions relatives aux formes particulières d'emploi n'ont été introduites que progressivement dans les enquêtes *Emploi* de l'Insee, au fil de leur progression sur le marché du travail.



Bibliographie

- ABBAS, H. (2020). Des évolutions du niveau de vie contrastées au moment du départ à la retraite. *Insee Première*, (1792). [248](#)
- ACCARDO, J. (2007). Du bon usage des échelles d'équivalence. *Informations Sociales*, (137):36–45. [33](#), [42](#)
- ACCARDO, J. (2020). Compléter le PIB : quelques contributions récentes de la statistique sociale. *Économie et Statistique*, (517-518-519):27–41. [44](#)
- ACS, M., LHOMMEAU, B. et RAYNAUD, E. (2015). Les familles monoparentales depuis 1990 : quel contexte familial? quelle activité professionnelle? *Dossier Solidarité Santé*. [71](#)
- AFSA ESSAFI, C. et BUFFETEAU, S. (2006). L'activité féminine en France : quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir? *Économie et statistique*, 398-399. [5](#), [223](#), [224](#), [226](#)
- ALGAVA, E. et BLANPAIN, N. (2021). 68,1 millions d'habitants en 2070 : une population un peu plus nombreuse qu'en 2021, mais plus âgée. *Insee Première*, (1881). [1](#), [2](#), [3](#), [4](#), [164](#)
- ALLÈGRE, G., BART, V., CASTELL, L., LIPPMANN, Q. et MARTIN, H. (2015). Travail domestique : les couples mono-actifs en font-ils plus? . *Économie et Statistique*, (478-479-480):495–520. [34](#)
- AN, M., CHRISTENSEN, N. et DATTA GUPTA, A. (2004). Multivariate mixed proportional hazard modelling of the joint retirement of married couple. *Journal of Applied Econometrics*, 19(6):687–704. [246](#)
- ANDRIEUX, V., BONNET, C., PLOUHINEC, C., RAPOPORT, B. et SOLARD, G. (2016). Droits familiaux et dispositifs de solidarité du système de retraite. *Dossier Solidarité Santé*, 72. [109](#), [121](#), [180](#)
- ARNAUD, F. (2021). *Les retraités et les retraites, Edition 2021*. Drees. [15](#), [97](#), [99](#), [100](#), [101](#), [126](#), [227](#), [245](#), [250](#)
- ARNAULT, S. et CRUSSON, L. (2012). La part du logement dans le budget des ménages en 2010. *Insee Première*, 1395. [82](#), [257](#)
- AUBERT, P. (2012). Impacts directs et indirects des systèmes de retraite sur l'emploi des seniors : résultats récents. *Revue française des affaires sociales*, 4. [6](#), [162](#)
- AUBERT, P. et ANDRIEUX, V. (2010). La mortalité différentielle des retraités. *Document de travail, Série sources et méthodes*, 100. [141](#)
- AUBERT, P. et BACHELET, M. (2012). Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français. *Insee Référence : L'économie française. Comptes et dossiers*, pages 45–62. [300](#)

-
- AUBERT, P., COLLIN, C., MUSIELDAK, Y. et SOLARD, G. (2017). La prise en compte de la durée de carrière dans les indicateurs de retraite. *Les Dossiers de la Drees*, 21. [179](#), [198](#)
- AUBERT, P. et DUC, C. (2012). Les conséquences des profils individuels des revenus d'activité au long de la carrière sur le niveau des pensions de retraite. *Économie et Statistique*, pages 159–186. [300](#)
- AUBERT, P., DUC, C. et DUCOUDRE, B. (2010). Le modèle promess : Projection « méso » des âges de cessation d'emploi et de départ à la retraite. *Document de travail de la Drees, Série Études et Recherche*, 102. [160](#)
- AUBERT, P., DUC, C. et DUCOUDRE, B. (2012). Projeter l'impact des réformes des retraites sur les sorties d'activité : une illustration par la modèle promess. *Revue française des affaires sociales*, 4:84–105. [162](#)
- AUBERT, P. et RABATE, S. (2014). Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie? *Économie et Statistique*, pages 69–95. [173](#), [175](#)
- BALAVOINE, A. (2022). Des résidents de plus en plus âgés et dépendants dans les établissements d'hébergement pour personnes âgées. *Études et Résultats*, (1 237). [252](#)
- BARLET, M., MINNI, C., ETTOUATI, S., FINOT, J. et PARAIRE, X. (2014). Entre 2000 et 2012, forte hausse des embauches en contrats temporaires, mais stabilisation de la part des contrats à durée indéterminée dans l'emploi. *Dares Analyses*, 56. [223](#)
- BARTEN, A. (1964). *Economic Analysis for National Income Planning, 16th meeting of the Colston Society*. Butterworth. [41](#)
- BECHICHI, N., FABRE, M. et OLIVIA, T. (2021). Projections de population active : le nombre d'actifs diminuerait à partir de 2040. *Insee Référence : Emploi, chômage, revenus du travail*, pages 21–30. [5](#), [7](#), [217](#), [218](#)
- BEN JELLOUL, M. et CUSSET, P. Y. (2015). Comment partager les charges liées aux enfants après une séparation? *La note d'analyse*. [66](#)
- BENALLAH, S. (2010). La surcote modifie-t-elle les comportements de départ en retraite? *Document n°14 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 9 juillet 2010*. [17](#)
- BENALLAH, S., CONCIALDI, P., HUSSON, A. et MATH, A. (2004). Retraites : Les scénarios de la réforme. *Revue de l'IRDES*, (44):67-118. [17](#)
- BLANCHET, D. (2010). Le débat sur la retraite en France : le critère intergénérationnel aide-t-il à trancher? *Regards Croisés sur l'Économie*, 7. [198](#)
- BLANCHET, D. (2020). Retraites : retour sur 30 ans de débats et de réformes. *Population et Sociétés*, (574). [163](#)

- BLANPAIN, N. (2018). L'espérance de vie par niveau de vie : chez les hommes, 13 ans d'écart entre les plus aisés et les plus modestes. *Insee Première*, 1687. [194](#)
- BLANPAIN, N. et BUISSON, G. (2016). Projections de population à l'horizon 2070 : deux fois plus de personnes de 75 ans ou plus qu'en 2013. *Insee Première*, 1619. [164](#)
- BLANPAIN, N. et CHARDON, O. (2010). Projections de population à l'horizon 2060 : un tiers de la population âgé de plus de 60 ans. *Insee Première*, 1320. [161](#)
- BLAU, D. M. (1998). Labor force dynamics of older married couples. *Journal of Labor Economics*, 16(3):595–629. [246](#)
- BLOCH, L. et GLAUDE, M. (1983). Une approche du coût de l'enfant. *Économie et Statistique*, (155):51–67. [42](#)
- BLOSSFELD, H. et BUCHHOLZ, S. (2009). Increasing resource inequality among families in modern societies : the mechanisms of growing educational homogamy, changes in the division of work in the family and the decline of the male breadwinner model. *Journal of Comparative Family Studies*, 40(4):603–616. [17](#)
- BLUNDEL, R. et LEWBEL, A. (1991). Equivalence scale and the cost of children. *Journal of Econometrics*, (50):49–68. [41](#)
- BODIER, M., BUISSON, G., LAPINTE, A. et ROBERT-BOBÉE, I. (2015). Couples et familles : entre permanences et ruptures. *Insee Références. Couples et familles.*, pages 9–23. [245](#)
- BODIER, M., CLÉ, E. et PASSERON, V. (2019). *Emploi, chômage, revenus du travail*. Insee. [223](#)
- BONNET, C., CAMBOIS, E. et FONTAINE, R. (2021). Dynamiques, enjeux démographiques et socioéconomiques du vieillissement dans les pays à longévité élevée. *Population*, 76(2):225–325. [1](#), [3](#)
- BONNET, C., GARBINTI, B. et SOLAZ, A. (2015). Les variations de niveau de vie des hommes et des femmes à la suite d'un divorce ou d'une rupture de pacs. *Insee Référence, Couples et familles*, pages 51–62. [66](#)
- BOUCHET-VALAT, M. (2017). Le développement de l'emploi des femmes augmente-t-il les inégalités de salaire entre couples ? le cas de la France entre 1982 et 2014. *Économie et Statistique*, (493):71–89. [17](#)
- BOURGUIGNON, F. (1993). Individus, familles et bien-être social. *L'Actualité économiques*, 69(4):243–258. [34](#), [36](#), [41](#)
- BOURREAU-DUBOIS, C. et JEANDIDIER, B. (2005). Les conséquences microéconomiques de la désunion. In L'HARMATTAN, éditeur : *Économie du vieillissement. Age et protection sociale*, pages 335–351. [81](#)

-
- BOZIO, A. (2011). La réforme des retraites de 1993 : l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance. *Économie et Statistique*, 441(1):39–53. [17](#)
- BRIARD, K. et CALAVREZO, O. (2016). Les femmes à temps partiel et complet : quels parcours professionnels, quels profils? *Document d'études de la Dares*, 199. [224](#)
- BRIDENNE, I. et BROSSARD, C. (2008). Les effets de la réforme de 1993 sur les pensions versées par le régime général. *Retraite et Société*, (54):121-153. [16](#)
- BROSSARD, C., OLIVEAU, J.-B., GRAVE, N. et COUHIN, J. (2016). Une évaluation des réformes des retraites : quelle sensibilité des résultats aux hypothèses? *Retraite et société*, 74. [163](#)
- BROWNING, M., CHIAPPORI, P. et LEWBEL, A. (2013). Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power. *Review of Economic Studies*, 80(4): 1267–1303. [34](#)
- CALOT, G. et SARDON, J.-P. (1999). Les facteurs du vieillissement démographique. *Population*, 54(3): 509–552. [2](#)
- CAMBOIS, E., ROBINE, J. M. et SIEURIN, A. (2011). Les espérances de vie sans incapacité en France : une tendance récente moins favorable que dans le passé. *Documents de travail Ined*, 190. [176](#)
- CASANOVA, M. (2010). Happy together : a structural model of couples joint retirement choices. *Working Paper University of California*. [246](#)
- CAZENAIVE-LACROUTZ, A. et GODET, F. (2016). L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère devrait être stable pour les générations nées entre 1960 et 1990. *France, portrait social, Insee référence*, pages 107–120. [176](#)
- CHAMPAGNE, C., PAILHÉ, A. et SOLAZ, A. (2015). Le temps domestique et parental des hommes et des femmes : quels facteurs d'évolutions en 25 ans? . *Économie et Statistique*, pages 209–242. [71](#)
- CHARPIN, J.-M. (1998). *L'avenir de nos retraites : rapport au Premier ministre*. Commissariat général du plan. [15](#)
- CHARTIER, F. (2019). Fin 2016, trois retraités sur quatre perçoivent une pension brute inférieure à 2067 euros. *Études et Résultats*, 1119. [130](#)
- CHIAPPORI, P. (2016). Equivalence versus indifference scales. *The Economic Journal*, 126(592):523–545. [34](#)
- COLLET, M. et RIOUX, L. (2017). Scolarité, vie familiale, vie professionnelle, retraite : parcours et inégalités entre femmes et hommes aux différents âges de la vie. *Insee Référence : femmes et hommes, l'égalité en question*. 4, [223](#)

- COLLIN, C. (2016). Réflexions sur les différentes notions d'indicateurs de durée de carrière au fil des générations. *document n° 6 de la séance plénière du 13 avril 2016 du COR*. 176
- COMMISSION, U. N. E. (2011). *Handbook on Household Income Statistics, 2nd Edition*. 35
- COR (2014a). *Construction d'indicateurs de durée de retraite, document n° 12 de la séance du 26 mars 2014 du COR*. Conseil d'orientation des retraites. 173
- COR (2014b). Les indicateurs du conseils d'orientation des retraites pour le suivi et le pilotage du système de retraite. *La lettre du COR*, 9. 155
- COR (2017). "Évolutions et perspectives des retraites en France", *Rapport annuel du COR*. Conseil d'orientation des retraites. 184, 190
- COR (2021). Les hypothèses de chômage et de productivité du travail à long terme retenues par le conseil d'orientation des retraites depuis 2001. *Document de travail du COR, séance du 25 novembre*. 163
- COUPRIÉ, H. et FERRANT, G. (2015). Welfare comparisons, economies of scale, and equivalence scale in time-use. *Les Annales d'Économie et de Statistique*, (117-118):185–210. 31
- DAGUET, F. (2016). De plus en plus de couples dans lesquels l'homme est plus jeune que la femme. *Insee Première*, (1613). 253
- DAGUET, F. (2017). Des ménages toujours plus nombreux, toujours plus petits. *Insee Résultats*, (1663). 10, 13
- DESMET, R. et LOZACHMEUR, J.-M. (2003). Le départ à la retraite des couples mariés. *Revue Française d'Économie*, 18(2):35–54. 246
- DONZEAU, N. et YANNIG, P. (2022). En 2020, l'emploi continue d'augmenter dans la fonction publique, notamment dans le versant hospitalier. *Insee Première*, (1897). 128
- DUBOIS, Y. et KOUBI, M. (2015). Sensibilité des comportements de liquidation aux paramètres de désutilité du travail dans le modèle destinie. *document 10 de la séance du 27 mai 2015 du Conseil d'Orientation des Retraites sur « les comportements et les âges de départ à la retraite »*. 162
- DUBOIS, Y. et KOUBI, M. (2017). Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des séniors? *Économie et Prévision*, 211-212. 162
- DUBOIS, Y. et MARINO, A. (2016). Évolution du rendement du système de retraite entre générations : calculs par microsimulation pour les salariés du secteur privé. *Retraite et Sociétés*, 73:21–41. 175, 190
- DUC, C. (2015). Les réformes des retraites depuis 1993 augmentent à terme l'âge moyen de départ de deux ans et demi. *Études et Résultats*, (915). 17

-
- DUC, C., LEQUIEN, L., HOUSSET, F. et PLOUHINEC, C. (2013). Le modèle de microsimulation trajectoire. *Document de travail, Série sources et méthodes*, 40. [157](#)
- DUC, C. et LERMECHIN, H. (2013). Caliper, un outil de simulation pour le calcul interrégimes des pensions de retraite. *Dossier Solidarité Santé*, 37. [160](#)
- DUC, C., MARTIN, H. et TREGUIER, J. (2016). Les réformes des retraites de 2010 à 2015, une analyse détaillée de l'impact pour les affiliés et pour les régimes. *Dossier de la Drees*, 9. [171](#), [180](#), [184](#), [192](#), [257](#)
- ENGEL, E. (1857). *Les conditions de la production et de la consommation en Saxe*. Bureau de la Statistique du Ministère de l'Intérieur. [41](#)
- ESPING-ANDERSEN, G. (2007). Sociological explanations of changing income distributions. *American Behavioral Scientist*, 50(5):638–658. [17](#)
- FAVRAT, A., MARC, C. et PUCCI, M. (2015). Les dispositifs sociaux et fiscaux en faveur des familles : quelle compensation du coût de l'enfant? *Économie et Statistique*, (478-479-480):5–34. [35](#)
- FLEURBAEY, M., HERPIN, N., MARTINEZ, M. et VERGER, D. (1997). Equivalence scale and the cost of children. *Économie et Statistique*, (308-309-310):23–33. [44](#)
- FLIK, R. et VAN PRAAG, B. (1991). Subjective poverty line. *De Economist*, 139(3):311–330. [42](#)
- FONTAINE, I. (2021). Does wife's labour supply influence labor force participation of her elderly husband? lessons from france. *Applied Economics*, 53(26):2946–2961. [247](#)
- GARDES, F. et LOISY, C. (1997). La pauvreté selon les ménages : une évaluation subjective et indexée sur leur revenu. *Économie et Statistique*, (308-309-310):95–112. [50](#)
- GARDES, F., SAYADI, I. et STARZEC, C. (2015). Les échelles d'équivalence complètes : une estimation intégrant les dimension monétaire et temporelle des dépenses de ménages. Rapport technique, Document de travail du Centre d'Économie de la Sorbonne. [31](#)
- GIVORD, P. (2002). Prévoir l'évolution des taux d'activité aux âges élevés : un exercice difficile. *Économie et Statistique*, (355-356):105–121. [250](#)
- GIVORD, P. (2003). Une nouvelle enquête emploi. *Économie et statistique*, 362. [228](#)
- GLAUDE, M. et MOUTARDIER, M. (1991). Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989. *Économie et Statistique*, (248):33–49. [42](#), [69](#)
- GOUX, D. (2003). Une histoire de l'enquête emploi. *Économie et statistique*, 362. [217](#), [228](#)
- GUIDEVAY, Y. et GUILLANEUF, J. (2021). En 2019 le niveau de vie augmente nettement et le taux de pauvreté diminue. *Insee Première*, 1985. [32](#)

- GUSTMAN, A. L. et STEINMEIER, T. L. (2000). Retirement in dual-career families : a structural model. *Journal of Labor economics*, 18(3):503–545. [246](#)
- HAGENAARS, A., de VOS, K. et ZAIDI, A. (1994). *Poverty Statistics in the late 1980s*. Eurostat. [32](#)
- HCFEA (2014). *Les ruptures familiales : état des lieux et propositions*. [18](#), [86](#)
- HCFEA (2015). *Le coût de l'enfant*. [33](#), [35](#), [69](#)
- HENMAN, P. et MITCHELL, K. (2001). Estimating the costs of contact for non-resident parents : a budget standard approach. *Journal of Social Policy*, (30):495–520. [35](#), [65](#), [66](#)
- HOTTE, R. et MARTIN, H. (2015). Mesurer le coût de l'enfant : deux approches à partir des enquêtes budget de famille. *Dossiers Solidarité Santé*, (62). [49](#), [59](#), [68](#)
- HOURRIEZ, J.-M. (1996). Estimation d'échelles d'équivalence à partir de variables subjectives. Étude préliminaire. Rapport technique, Insee. [44](#), [48](#), [59](#)
- HOURRIEZ, J.-M. et OLIER, L. (1997). Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence. *Économie et Statistique*, (309-310-311):65–84. [32](#), [41](#), [42](#), [51](#), [53](#), [65](#), [68](#), [69](#), [76](#)
- HURD, M. D. (1990). The joint retirement decision of husbands and wives. *In Issues in the Economics of Aging*, pages 231–258. University of Chicago Press, 1990. [246](#)
- JAUNEAU, Y. et VIDALENC, J. (2019). Les salariés en contrat court, des allers-retours plus fréquents entre emploi, chômage et inactivité. *Insee Première*, 1739. [223](#)
- KAPETYN, A. et VAN PRAAG, B. (1976). A new approach of the construction of family equivalence scales. *European Economic Review*, 7(4):313–335. [42](#), [46](#)
- KOULOVIATIANOS, C., SCHRODER, C. et SCHMIDT, U. (2004). On the income dependence of equivalence scales. *Journal of Public Economics*, 89(5-6):967–996. [35](#)
- KRUSE, H. (2020). Joint retirement in couples : Evidence of complementarity in leisure. *The Scandinavian Journal of Economics*, 123(3):995–1024. [246](#)
- LALIVE, R. et PAROTTA, P. (2016). How does pension eligibility affect labor supply in couples? *Labour Economics*, 46:177–188. [246](#)
- LECHENE, V. (1993). Une revue de la littérature sur les échelles d'équivalence. *Économie et Prévision*, (110-111):169–182. [33](#)
- LEGENDRE, B., PEDRANT, A. C. et SABATIER, M. (2018). Should i stay or should i go? an econometric analysis of retirement decisions by couples. *Applied Economics*, 50(53):5814–5829. [248](#)

-
- LERMECHIN, H., DUC, C. et BURRICAND, C. (2011). Présentation et applications de l'outil caliper (calcul interrégimes des pensions de retraite). *Document de travail, Série Études et Recherche*, 111. 160
- LESNARD, L. et SAINT-POL, T. (2004). Introduction aux méthodes d'appariement optimal (optimal matching). *Document de travail du CREST*, (15). 270
- MAINAUD, T. et RAYNAUD, E. (2020). Fiche pauvreté. *France, portrait social, Insee référence*, pages 107–120. 1
- MARIONI, P. et MERLIER, R. (2018). Les cessations anticipées d'activité en 2013. *Dares Résultats*, 21. 234
- MARTIN, H. (2022). Les évolution de l'activité et de l'emploi en France au fil des générations. *Population*, 77(1):141–158. 257
- MARTIN, H. et PÉRIVIER, H. (2015). Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales. Rapport technique, Document de travail Ofce. 35, 49, 81
- MARTIN-HOUSSART, G. et ROTH, N. (2002). Activité et emploi après 50 ans. *Retraite et Société*, 36(2). 227, 265
- MARUANI, M. (2004). Activité, précarité, chômage : toujours plus? *Revue de l'OFCE*. 223
- MEINZEL, P. (2022). Le non-recours au minimum vieillesse des personnes seules. *Dossier de la Drees*, 97. 299
- MEURS, D., PAILHÉ, A. et PONTHEUX, S. (2010). Enfants, interruptions d'activité des femmes et écart de salaire entre les sexes. *Revue de l'OFCE*, (114):113–133. 31
- MICHAUD, P.-C. (2003). Joint labour supply dynamics of older couples. *Discussion Paper, Institute of Labor Economics (IZA)*, (832). 246
- MINNI, C. et MOSHION, J. (2010). Activité féminine et composition familiale depuis 1975. *Dares analyses*, 27. 226
- MOREAU, N. et STANCANELLI, E. (2021). *La vie des couples après la retraite. Temps partagé et contraintes économiques*. Cepremap. 246
- NORTIER-ROBORDY, F. (2016). 20 ans d'évolution d'acquisition des droits dans les régimes complémentaires : quels effets sur les montants des retraites. *Retraite et Société*, 74. 184
- OCDE (2018). Is the last mile the longest? economic gains from gender equality in nordic countries. 17
- OLIVETTI, C. et ROTZ, D. (2016). Changes in marriage and divorce as drivers of employment and retirement of older women. *NBER Working Paper*, 22738. 223

- ONU (2019). *World Population Prospects 2019*. United Nations Population Division, Department of Economic and Social Affairs. 3
- PAILHÉ, A. et SOLAZ, A. (2010). Concilier, organiser, renoncer : quel genre d'arrangements? *Travail, genre et sociétés*, 24(2):29–46. 31, 71
- PINEL, L., SCHWEITZER, C. et VIROT, P. (2023). Comment mieux prendre en compte la diversité des familles dans les échelles d'équivalence? une analyse du coût de l'enfant à travers la consommation et le niveau de vie ressenti des familles, d'après l'enquête budget de famille 2017. *Dossier de la Drees*, 9. 36, 298
- POLLAK, R. A. et WALES, J. T. (1979). Estimating the costs of contact for non-resident parents : a budget standard approach. *American Economic Review*, (39):216–221. 34
- PONTHIEUX, S. (2012). La mise en commun des revenus dans les couples. *Insee Première*, 1409. 34
- PONTHIEUX, S. (2013). Income pooling and equal sharing within the household - what can we learn from the 2010 eu-silc module? Rapport technique, Eurostat Methodologies and working papers series. 34
- PONTHIEUX, S. et SCHREIBER, A. (2006). Dans les couples de salariés, la répartition du travail domestique reste inégale. *Insee Référence, Données sociales, La société française*, pages 43–51. 71
- PRAIS, S. et HOUTHAKKER, H. (1957). *The analysis of family budgets*. Cambridge : CUP. 41
- PRIVAT, A.-G. et VANLIERDE, S. (2006). Les effets de la réforme sur le montant des pensions du régime général. *Retraite et société*, (2):39–59. 17
- PÉRIVIER, H. (2015). Les pères séparés supportent-ils un sacrifice de niveau de vie plus important que leur ex-conjointe? 66
- PÉRIVIER, H. et VERDUGO, G. (2018). La stratégie de l'union européenne pour promouvoir l'égalité professionnelle est-elle efficace? *Revue de l'OFCE*, 158. 9, 224
- RABATÉ, S. et ROCHUT, J. (2019). Employment and substitution effects of raising the statutory retirement age in france. *Journal of Pension Economics & Finance*, pages 1–16. 162
- ROBERT-BOBÉE, I. (2015). 2,1 enfants par femme pour les générations nées entre 1947 et 1963. *Dares Insee focus*, 25. 1, 142, 227
- ROBERT-BOBÉE, I. et GUALBERT, N. (2021). L'échantillon démographique permanent : en 50 ans l'edp a bien grandi. *Courrier des statistiques*, (6):47–63. 264
- ROBETTE, N. (2011a). *Explorer et décrire les parcours de vie : les typologies de trajectoires*. Ceped collection « Les clefs pour ». 248

-
- ROBETTE, N. (2011b). *Explorer et décrire les parcours de vie : les typologies de trajectoires*. Ceped. 270
- ROBETTE, N. et THIBAUT, N. (2008). Analyse harmonique qualitative ou méthode d'appariement optimal? une analyse exploratoire de trajectoires professionnelles. *Population*, 63(4):621–646. 248
- ROTHBARTH, E. (1943). Note on a method of determining equivalent income for families of different composition. In MADGE, C., éditeur : *War-time Pattern of Saving and Spending*. Cambridge University Press. 41
- RÉGNIER-LOILIER, A. (2010). Évolution de la répartition des tâches domestiques après l'arrivée d'un enfant. *Politiques sociales et familiales*, 2(99):5–25. 31
- RÉGNIER-LOILIER, A. (2019). Être en couple chacun chez soi, une situation plus fréquente après une séparation. *Population et Sociétés*, (566). 250
- SALEMBIER, L. (2013). Les durées d'assurance validées par les actifs pour leur retraite. *Études et résultats*, 842. 158
- SALEMBIER, L. (2015). Les droits à la retraite acquis en début de carrière. *Dossier Solidarité Santé*, 60. 177, 227, 245
- SEN, A. (1987). *On Ethics and Economics*. Blackwell. 44
- SENGHOR, H. (2015). Le taux de remplacement du salaire par la retraite diminue au fil des générations. *Études et Résultats*, (926). 186
- SOULAT, L., CAMBIER, S. et POUJARDIEU, E. (2014). Réformes des retraites et évolution des âges de départ à la cnracl : un éclairage sur les fonctionnaires hospitaliers et territoriaux sédentaires. *Les Cahiers Retraites et Solidarité*. 17
- STANCANELLI, E. (2006). Les couples sur le marché de l'emploi : une analyse exploratoire des années récentes. *Revue de l'OFCE*. 223
- STANCANELLI, E. (2016). Couples' retirement under individual pension design : a regression discontinuity study for france. *Discussion Paper, Institute of Labor Economics (IZA)*, (10322). 247
- STANCANELLI, E. et VAN SOEST, A. (2012). Retirement and home production : a regression discontinuity approach. *American Economic Review*, 102(3):600–605. 246
- SÉDILLOT, B. et WALRAET, E. (2003). La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix? *Économie et Statistique*, pages 79–99. 247
- THEVENON, O. (2009). Compenser le coût de l'enfant : implications pour les politiques familiales. *Politiques sociales et familiales*, 1(98):15–24. 31
- VAN DEN BOSCH, K. (1996). Equivalence scales based on subjective income evaluations : are children really cheap? *Recherches Economiques de Louvain*, (62):203–327. 42

VANDERSCHULDEN, M. (2006). Les ruptures d'unions : plus fréquentes, mais pas plus précoces. *Insee Première*, (1107). 35

VERMEULEN, F. et WATTEYNE, A. (2006). Quand un et un ne font plus deux. *L'Actualité Économique*, (82):155-180. 34



Liste des tableaux

1	Échelles d'équivalence couramment utilisées	33
1.1	Estimations d'échelle d'équivalence avec l'indicateur AISE par la méthode d'Hourriez et Olier	47
1.2	Estimations d'échelle d'équivalence pour les trois indicateurs de niveau de vie par la méthode d'Hourriez et Olier (enquête <i>Budget de famille</i> 2011)	48
1.3	Estimations d'échelle d'équivalence pour les trois indicateurs de niveau de vie par la méthode d'Hourriez et Olier enrichie	49
1.4	Estimations du coût ressenti pour un individu supplémentaire à charge en fonction de son âge avec la méthode d'Hourriez et Olier et avec l'indicateur de niveau de vie AISE (en %)	52
1.5	Estimations du coût ressenti pour un individu supplémentaire à charge en fonction de son âge avec la méthode d'Hourriez et Olier et avec l'indicateur de niveau de vie NIVEAU (en %)	52
1.6	Estimation du coût relatif μ de l'enfant de moins de 14 ans pour les indicateurs de niveau de vie AISE et NIVEAU avec la méthodologie d'Hourriez et Olier	53
1.7	Estimation d'échelles d'équivalence par la méthodologie d'Hourriez et Olier enrichie en fonction de la valeur retenue pour le paramètre μ pour l'indicateur de niveau de vie AISE en 2011 (enquête <i>Budget de famille</i> 2011)	54
1.8	Estimation d'échelles d'équivalence pour les indicateurs de niveau de vie AISE et NIVEAU, avec une estimation préalable du paramètre μ avec la méthodologie d'Hourriez et Olier enrichie (enquête <i>Budget de famille</i> 2011)	55
1.9	Gamme d'échelles d'équivalence : coefficients associés à une personne supplémentaire selon son âge	56
1.10	Sensibilité des indicateurs de pauvreté aux échelles d'équivalence en 2014	57
1.A.1	Modification du champ des estimations uniquement	60
1.A.2	Modification du champ des estimations et de la définition du revenu	60

2.1	Échantillon des différentes enquêtes <i>Budget de famille</i> depuis 2001	67
2.2	Estimation du coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans à partir des variables AISE et NIVEAU	70
2.3	Statistiques descriptives concernant les différentes configurations familiales	73
2.4	Statistiques descriptives concernant les différentes configurations familiales (suite)	74
2.5	Niveaux de vie ressentis pour les différentes configurations familiales à partir des variables AISE et NIVEAU	75
2.6	Estimations d'une échelle d'équivalence tenant compte des différentes configurations familiales (enquête <i>Budget de famille</i> de 2011)	79
2.7	Sensibilité des taux de pauvreté aux échelles d'équivalence en 2014	87
2.8	Résultats des estimations concernant le surcoût de dépenses des parents seuls non hébergeant relativement aux personnes seules sans enfant, à partir des deux méthodes proposées	89
2.A.1	Estimations des échelles d'équivalence pour les foyers monoparentaux et pour les couples en fonction du choix de l'indicateur de niveau de vie (Enquête <i>Budget de famille</i> 2001)	92
2.A.2	Estimations des échelles d'équivalence pour les foyers monoparentaux et pour les couples en fonction du choix de l'indicateur de niveau de vie (Enquête <i>Budget de famille</i> 2006)	93
2.1	Âge légal d'ouverture des droits	99
2.2	Âge d'annulation de la décote	100
2.3	Durée d'assurance requise pour le taux plein	101
3.1	Construction des agrégats par soustractions successives des différents dispositifs de solidarité	119
3.2	Construction des notions de solidarité « au sens strict » et de solidarité « au sens large »	121
3.3	Décomposition de la masse totale des pensions versées en 2016	124
3.4	Comparaison du poids des dispositifs de solidarité dans les prestations de droits directs en 2012 et 2016	125
3.5	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par regroupement de régimes et par type de régimes	129
3.6	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par sexe (relativement à la masse des droits propres)	131

3.7	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par lieu de résidence (relativement à la masse des droits propres)	132
3.8	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par quartile de pension tous régimes de droit propre (relativement à la masse des droits propres)	135
3.9	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par quartile de pension tous régimes de droit propre en équivalent de carrière complète (EQCC)(relativement à la masse des droits propres)	137
3.10	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par sexe et nombre d'enfants (relativement à la masse des droits propres)	139
3.11	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 pour les femmes et par nombre détaillé d'enfants (relativement à la masse des droits propres)	140
3.12	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par tranche d'âge quinquennale (relativement à la masse des droits propres)	143
4.1	Projection des taux de croissance de la productivité, d'inflation et de chômage, Conseil d'orientation des retraites, séance de décembre 2014 et rapport annuel de septembre 2022 (en %)	164
4.A.1	Taux de cotisation contractuels de l'Ircantec avant et après le décret de 2008	202
4.A.2	Taux de rendement du régime Ircantec avant et après le décret de 2008	202
4.A.3	Âge légal d'ouverture des droits à l'issue de la réforme de 2010	202
4.A.4	Âge d'annulation de la décote à l'issue de la réforme de 2010	203
4.A.5	Taux de rendement des régimes Agirc et Arrco avant et après l'accord du 18 mars 2011	207
4.A.6	Taux de cotisation avant et après le décret du 2 juillet 2012	207
4.A.7	Taux de cotisation contractuels de l'Agirc et de l'Arrco après l'accord du 13 mars 2013	207
4.A.8	Durée d'assurance tous régimes requise pour le taux plein, par génération (en trimestres) suite à la loi du 20 janvier 2014	208
4.A.9	Taux de cotisation dans les régimes alignés avant et après la loi du 20 janvier 2014	209
4.A.10	Nombre maximal de points attribués sur les différentes tranches de cotisation à la CnavPL avant et après de décret du 27 novembre 2014	211

4.A.11	Taux de rendement des régimes Agirc et Arrco avant et après l'accord du 30 octobre 2015	211
4.A.12	Taux de cotisation contractuels de l'Agirc et de l'Arrco avant et après l'accord du 30 octobre 2015	211
5.1	Évolution des taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes au fil des générations à différents âges	234
5.2	Taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes pour des regroupements de 5 générations à différents âges, et tests statistiques de leurs évolutions par rapport au groupe de générations précédent	236
5.3	Évolution des taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des hommes au fil des générations à différents âges	238
5.4	Différence entre hommes et femmes des taux d'activité, d'emploi et d'emploi en équivalent temps plein au fil des générations pour différents âges (en point de pourcentage)	240
6.1	Synthèse des parcours types de sortie de l'emploi pour les hommes	272
6.2	Synthèse des parcours types de sortie de l'emploi pour les femmes	279
6.A.1	Caractéristiques sociodémographiques des hommes des 9 classes	287
6.A.2	Caractéristiques sociodémographiques des femmes des 8 classes	289

Liste des graphiques

1	Structure par âge de la population de 1970 à 2070 selon différents scénarios démographiques	3
2	Répartition des 65 ans ou plus de 1970 à 2070 selon le scénario démographique central de l'Insee	4
3	Taux d'activité selon le sexe	5
4	Taux d'activité selon l'âge	7
5	Projection de population active dans le scénario central de l'Insee	8
6	Taille des ménages	11
7	Répartition des ménages selon la structure familiale	12
8	Répartition des ménages selon la taille	13
9	Ratio entre les effectifs de personnes en emplois et ceux de retraités de droit direct	15
2.1	Comparaison des échelles d'équivalence estimées avec celles de l'OCDE modifiée et de la CNAF (les enfants à charge ont plus de 14 ans)	80
2.2	Comparaison des échelles d'équivalence estimées avec celles de l'OCDE modifiée et de la CNAF (les enfants à charge ont moins de 14 ans)	80
2.3	Évolution de l'échelle NIVEAU pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de moins de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 des enquêtes <i>Budget de famille</i>	82
2.4	Évolution de l'échelle AISE pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de moins de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 des enquêtes <i>Budget de famille</i>	83
2.5	Évolution de l'échelle NIVEAU pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de plus de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 des enquêtes <i>Budget de famille</i>	84
2.6	Évolution de l'échelle AISE pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de plus de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 des enquêtes <i>Budget de famille</i>	85

3.1	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 par quartile de pension tous régimes de droit propre . . .	136
3.2	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 pour les femmes et par nombre détaillé d'enfants (relativement à la masse des droits propres)	141
3.A.1	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 dans les régimes des salariés du secteur privé (relativement à la masse des droits propres)	146
3.A.2	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 dans le régime de la fonction publique d'Etat (relativement à la masse des droits propres)	147
3.A.3	Décomposition des éléments constitutifs de la masse totale des pensions versées en 2016 dans le régime de la fonction publique territoriale et hospitalière (relativement à la masse des droits propres)	148
4.1	Espérance de vie à 60 ans pour les hommes au fil des années dans les scénarios centraux de l'Insee des exercices de projections démographiques de 2010 et 2021	165
4.2	Espérance de vie à 60 ans pour les femmes au fil des années dans les scénarios centraux de l'Insee des exercices de projections démographiques de 2010 et 2021	166
4.3	Durée de retraite en fonction de l'année de naissance selon différents scénarios de mortalité avec la législation en vigueur au 31 décembre 2015 . . .	168
4.4	Durée de retraite en fonction de la génération pour différents scénarios législatifs (scénario central de mortalité de l'Insee)	170
4.5	Rapport entre la durée de retraite des femmes et celle des hommes en fonction de la génération pour différents scénarios législatifs (scénario central de mortalité)	172
4.6	Durée de retraite, en proportion de la durée de vie totale, en fonction de la génération selon le scénario de mortalité, avec la législation en vigueur au 31 décembre 2015	174
4.7	Durée de retraite, en proportion de la durée de vie totale, en fonction de la génération selon le scénario législatif (scénario central de mortalité de l'Insee)	175
4.8	Durée de carrière, en proportion de la durée de vie totale, en fonction de la génération selon le scénario de mortalité avec la législation en vigueur au 31 décembre 2015	177

4.9	Durée de carrière, en proportion de la durée de vie totale, en fonction de la génération selon le scénario législatif (scénario central de mortalité de l'Insee)	178
4.10	Rapport entre la durée de carrière des femmes et celle des hommes en fonction de la génération pour différents scénarios législatifs (scénario central de mortalité de l'Insee)	181
4.11	Taux de remplacement brut moyen sur le cycle de vie en fonction de la génération et du scénario législatif	185
4.12	Rapport entre le taux de remplacement moyen des femmes et celui des hommes en fonction de la génération, pour différents scénarios législatifs	187
4.13	Taux de cotisation, en moyenne sur l'ensemble de la carrière, des salariés affiliés au régime général, en fonction de la génération pour différents scénarios réglementaires	190
4.14	Effet des mesures phares des réformes des retraites de 2010 à 2015 sur la durée passée à la retraite, la pension moyenne relative et la pension cumulée sur le cycle de vie, par génération	192
4.15	Effet des mesures phares des réformes des retraites de 2010 à 2015 sur la pension cumulée sur le cycle de vie, par génération et sexe	195
4.16	Effet des mesures phares des réformes des retraites de 2010 à 2015 sur la durée passée à la retraite, la pension moyenne relative et la pension cumulée sur le cycle de vie, par quartiles de salaires entre 50 et 54 ans, génération née en 1980	197
5.1	Taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes et des hommes au fil des générations à 30 ans	229
5.2	Taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes et des hommes au fil des générations à 40 ans	230
5.3	Taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes et des hommes au fil des générations à 50 ans	231
5.4	Taux d'activité, d'emploi, d'emploi en équivalent temps plein des femmes et des hommes au fil des générations à 59 ans	232
6.1	Comparaison des effectifs de retraités (en millions) issus de l'enquête <i>Emploi</i> de l'Insee et des séries publiées par la Drees	252
6.2	Situation sur le marché du travail des hommes en couple nés en 1950 et de leurs conjointes en fonction de l'âge	255
6.3	Situation sur le marché du travail des femmes en couple nées en 1950 et de leurs conjoints en fonction de l'âge	256

6.4	Situation sur le marché du travail des hommes en couple à 55 ans et de leurs conjointes au fil des générations	258
6.5	Situation sur le marché du travail des femmes en couple à 55 ans et de leurs conjoints au fil des générations	259
6.6	Situation sur le marché du travail des hommes en couple à 60 ans et de leurs conjointes au fil des générations	260
6.7	Situation sur le marché du travail des femmes en couple à 60 ans et de leurs conjoints au fil des générations	261
6.8	Situation sur le marché du travail des hommes en couple à 65 ans et de leurs conjointes au fil des générations	262
6.9	Situation sur le marché du travail des femmes en couple à 65 ans et de leurs conjoints au fil des générations	263
6.10	Description des six sous-échantillons sur lesquels est mis en œuvre un appariement optimal	271
6.11	Ventilation des hommes nés en 1952 de chaque classe en fonction de l'année fiscale	274
6.12	Ventilation des femmes nées en 1952 de chaque classe en fonction de l'année fiscale	281
6.A.1	Part des personnes en emploi par année fiscale chez les hommes nés en 1952 selon le seuil de revenus d'activité annuels retenu pour déterminer l'emploi	292
6.A.2	Part des personnes en emploi par année fiscale chez les femmes nées en 1952 selon le seuil de revenus d'activité annuel retenu pour déterminer l'emploi	293

Évolutions démographiques de la société française et inégalités

Résumé : Cette thèse apporte six éclairages originaux sur les enjeux que posent les évolutions démographiques que connaissent les pays développés depuis les années 1970 notamment en termes d'impact sur les inégalités. La première partie se focalise sur la question de la mesure des niveaux de vie des ménages et sur la façon dont celle-ci est affectée par les évolutions structurelles des formes de ménages (augmentation de la proportion des familles monoparentales et des personnes vivant seules mais ayant au moins partiellement la charge d'un enfant). Le premier chapitre revient sur le concept d'échelle d'équivalence et sur les difficultés méthodologiques posées par leurs estimations. Le deuxième chapitre tente de tenir compte des situations spécifiques des familles monoparentales et des parents non hébergeant dans l'estimation de ces échelles.

La deuxième partie s'interroge sur les défis que pose le vieillissement de la population au système de retraite. Le troisième chapitre s'intéresse au poids des différents dispositifs de solidarité (mécanismes de minimum de pension, trimestres gratuits au titre des périodes de non emploi, bonification au titre des enfants, départs anticipés au titre de la pénibilité, etc.) dans le système et à leur rôle dans la réduction des inégalités. Le quatrième chapitre mobilise des outils de microsimulation pour estimer l'impact des réformes des retraites conduites depuis 2010 sur les inégalités inter et intragénérationnelles.

Enfin, la troisième partie de la thèse documente l'évolution de la démographie de la population active. Le cinquième chapitre décrit la forte progression du taux d'emploi et d'activité des femmes au fil des générations depuis les années 1970 mais aussi les disparités que masque cette progression entre les différentes sous-populations de femmes. Il met l'accent sur les dernières tendances observables qui font état d'une stagnation de la participation des femmes au marché du travail pour les générations les plus jeunes. Le sixième chapitre analyse les sorties du marché du travail pour les personnes vivant en couple, en lien avec la situation de leur conjoint sur la marche du travail. Il fait état d'une complexification au fil des générations des décisions de sortie du marché du travail en lien avec la progression de l'emploi féminin.

Mots-clés : inégalités, échelles d'équivalence, système de retraite, démographie, génération, marché du travail

Demographic evolutions and inequalities

Abstract : This thesis is composed of six contributions. All of them tackle issues directly connected with challenges raised by structural changes in the demography of developed countries. They are also closely connected with the issue of inequalities.

The first part focuses on the issue of measuring household living standards and how this measuring is affected by structural changes in household forms (increase in the proportion of single-parent families and people living alone but with a child living in another household). The first chapter reviews the concept of equivalence scales and the methodological caveats with estimating them. The second chapter attempts to take into account the specific situations of single-parent families and non-residential parents in the estimation of these scales.

The second part questions the consequences of the ageing of the population on the sustainability of the pension system. The third chapter focuses on the various solidarity mechanisms (minimum pension mechanisms, validation of quarters for periods of non-employment, bonus for children, early departures for painful jobs, etc.) in the system and their role in reducing inequalities. The fourth chapter uses microsimulation tools to estimate the impact of pension reforms on inter- and intra-generational inequalities.

Finally, the third part of the thesis gives an overview of the evolution of the demography of the labour force. The fifth chapter describes the strong increase in the employment and activity rate of women over the generations since the 1970s, but also the disparities that this increase masks between the different sub-populations of women. The latest observable trends point to a stagnation in female participation in the labour market for younger generations. The sixth chapter analyzes exits from the labour market for people living in a couple, in relation to the situation of their partner on the labour market. It shows that decisions to leave the labour market have become more complex over generations in connection with the increase in female employment.

Keywords : inequalities, equivalence scales, pension system, demography, generation, labour market

